



CIES
consorcio de investigación
económica y social

Construyendo conocimiento para mejores políticas



XVI Concurso
Anual de
Investigación
CIES 2019

Política de Salud y Anemia: el Efecto de la Lactancia Materna Exclusiva

Benoit Mougenot ●

Percy Herrera ●

Elard Amaya ●

Con el apoyo de



PERÚ

Ministerio
de Economía y Finanzas

Índice

<i>Introducción</i>	3
1. Marco Teórico	6
1.1. Lactancia Materna y Anemia por Déficit de Hierro.....	6
1.2. Factores que Condicionan la Prevención de Anemia en Lactantes	7
2. Revisión de Literatura	9
2.1. Factores Asociados a la LME	10
2.2. Factores Asociados a la Anemia Infantil	11
2.3. La Relación Entre LME y Anemia.....	12
3. Metodología	14
3.1. Fuente de Información.....	14
3.2. Hipótesis y Construcción de Grupos de Tratamiento y Control	14
3.3. Estrategia de Identificación	16
3.4. Pruebas de Robustez.....	19
4. Estadísticas Descriptivas	20
5. Resultados	27
5.1. Predicción	27
5.2. Resultados Base	30
5.3. Efectos Heterogéneos: Área de Residencia Rural y Urbana	32
6. Análisis de Robustez	33
6.1. Sensibilidad Ante No Observables.....	33
6.2. Post-LASSO con Emparejamiento de Vecino Más Cercano.....	35
6.3. Sensibilidad a la Forma Funcional	36
6.4. Balance Fuerte de Covariables.....	37
7. Conclusiones	38
8. Implicancias y recomendaciones de política	40
9. Plan de incidencia	44
<i>Bibliografía</i>	45
<i>Anexos</i>	54

Introducción

La prevalencia global de anemia fue 27% en el 2013, afectando a 1.93 billones de personas, casi en su totalidad de países en desarrollo (Kassebaum, 2016). La anemia es una causa de mortalidad, especialmente de mortalidad cardiovascular (Liu et al., 2019). Si bien en al menos la mitad de los casos la anemia se explica por una deficiencia de Hierro, existen otros factores que pueden provocar esta enfermedad (Kassebaum, 2016).

La anemia genera costos significativos para los sistemas de salud del mundo. Para países en desarrollo, se ha estimado que la pérdida total asociada a esta enfermedad es alrededor del 4.1% del Producto Bruto Interno (PBI) (Kristensen, 2016). En Perú, los costos generados por la anemia representaron el 0.5% del PBI per cápita, 0.2% por pérdida de escolaridad (años de educación) y 0.2% por pérdida de productividad (productividad total nacional). Asimismo, estos costos son significativamente mayores entre los residentes de áreas rurales (Alcázar, 2012).

Perú es el segundo país con la mayor prevalencia de anemia infantil en Sudamérica, donde cuatro de cada diez niños menores de 3 años la padecen (Mujica-Coopman et al., 2015). Esto la establece como uno de los principales problemas de salud pública del país y, pese a los esfuerzos gubernamentales, su reducción ha sido mínima en los últimos años (Zavaleta, 2017).

Dada su importancia, se creó el Plan Nacional para la Reducción y Control de la Anemia Materno Infantil y la Desnutrición Crónica Infantil en el Perú (PNRCA-2017, en adelante) y el Plan Multisectorial de Lucha Contra la Anemia (PMLC-2018, en adelante), los cuales tienen como meta reducir la prevalencia de anemia infantil a 19% para el 2021; además de tratar y prevenir la anemia con suplementos de hierro y preparación de alimentación infantil y para las gestantes que incorporen alimentos ricos en hierro (MIDIS, 2018; MINSA, 2017b).

Un grupo particularmente vulnerable son los lactantes, puesto que la anemia impacta en ellos a mediano y largo plazo, limitando su desarrollo físico y neurológico (Zavaleta & Astete-Robilliard, 2017). En Perú, la prevalencia de anemia en lactantes bordea el 25% (Gómez-Guizado & Munares-García, 2014), motivo por el cual el PNRCA-2017 incluyó a la lactancia materna exclusiva (LME) dentro de sus estrategias para la reducción de anemia infantil (MINSA, 2017b). Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), la LME implica que el infante reciba solamente leche materna durante los primeros seis meses de vida, excluyendo otro tipo de alimentos o bebidas (ni siquiera agua); excepto por sales de rehidratación oral, gotas y jarabes (vitaminas, minerales y medicamentos).

La LME está asociada a una serie de beneficios en la población infantil reflejados en la disminución de la mortalidad, disminución de morbilidades -en términos de disminución de infecciones diarreicas y respiratorias-, entre otros (Bellù & Condò, 2017). En Latinoamérica, se estima que alrededor de 13 millones de casos de diarrea, 800 mil casos de casos de neumonía y 100 mil casos de obesidad infantil podrían evitarse mediante una correcta práctica de la LME (Walters et al., 2019). Por ello, la OMS recomienda la LME como una estrategia de salud pública costo-efectiva, que podría ahorrar alrededor de 240 millones de dólares a los sistemas de salud latinoamericanos (Walters et al., 2019). En Perú, si bien la práctica de la LME ha mejorado, persiste una brecha significativa entre las regiones (Gómez-Guizado & Munares-García, 2014; MINSA, 2017b).

Bajo criterios estandarizados de la OMS y del Ministerio de Salud (MINSA), la LME debe aplicarse hasta los seis meses de edad y diversos estudios sugieren que prolongarla aumenta el riesgo de anemia (Amano & Murakami, 2019; Meinzen-Derr et al., 2006; Pasricha et al., 2010). No obstante, se ha cuestionado si extenderla por más de cuatro meses realmente previene la anemia (Chantry et al., 2007 ; Dalili et al., 2015 ; Krishnaswamy et al., 2017 ; Marques et al., 2014). Debido al riesgo de que la LME esté asociada a la anemia pasados los

cuatro meses -y en consecuencia sobre el desarrollo infantil-, se ha sugerido el uso de suplementos de hierro con resultados alentadores (Cai et al., 2017). En Perú, entre los 4 y 6 meses de vida se administran fuentes adicionales de suplementos de hierro. Sin embargo, el uso de estos suplementos aún no es una práctica universal. En el 2016, solo 29.2% de niños recibieron suplementos de hierro o micronutrientes: 21.9% de micronutrientes, 5.8% en jarabe de sulfato ferroso y 3.4% en gotas de sulfato ferroso (MINSa, 2017b).

En este contexto, el presente estudio busca contribuir al conocimiento sobre la relación entre la LME y la anemia en los infantes peruanos. Así, pretendemos cuantificar el efecto de los programas nutricionales en el combate contra la anemia infantil, evaluando en este caso la política de LME. De esta manera, este estudio contribuye en tres aspectos. Primero, según nuestro conocimiento, sería el primer estudio que cuantifica el impacto de la LME sobre la anemia infantil a nivel poblacional en Perú. Segundo, se aplican técnicas novedosas, combinando métodos de evaluación de impacto y *Machine Learning* (ML), buscando una aproximación causal. Finalmente, se exploran efectos heterogéneos haciendo un sub-análisis por ámbito de residencia (urbano y rural), pues tanto la prevalencia de LME como de anemia difieren según esta característica. De esta forma, este estudio sirve como referencia para el diseño de políticas sobre el manejo de la LME y la salud infantil en general.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La primera sección engloba un marco teórico clínico y social que establece el vínculo entre la LME y la anemia infantil. En la segunda sección se presenta una exhaustiva revisión de literatura en tres niveles: estudios sobre factores asociados a la LME, estudios sobre factores asociados a la anemia infantil y estudios sobre la relación entre LME y anemia infantil. En la tercera sección se presenta la metodología, haciendo énfasis a las virtudes de la metodología propuesta y por qué esta permite obtener un resultado alineado hacia una inferencia causal. En la cuarta sección se presenta una serie de estadísticas descriptivas sobre la evolución de la anemia infantil y la

caracterización de lactantes. En la quinta sección se muestran los resultados base y las pruebas de impactos heterogéneos por ámbito geográfico. En la sexta sección se presentan una serie de pruebas estadísticas adicionales para darle robustez a los resultados. En la séptima sección se presentan las principales conclusiones del estudio. Finalmente, la octava sección presenta algunas implicancias y recomendaciones de política.

1. Marco Teórico

1.1. Lactancia Materna y Anemia por Déficit de Hierro

La leche humana es un biofluido, caracterizado por una extrema variabilidad en su composición, con respecto a nutrientes y bioactivos (Mosca y Gianni, 2017). Desde una perspectiva evolutiva, su composición ha cambiado con el tiempo para proporcionar al bebé una nutrición equilibrada, protección inmunológica entre otros beneficios que incluye la protección contra la anemia por déficit de hierro (Mosca y Gianni, 2017). Si bien la leche humana solo proporciona de 0.2 a 0.4 mg/L en contenido de hierro (Cai et al., 2017), cuenta con una biodisponibilidad de hasta 70% a diferencia de otros sustitutos que muestran una biodisponibilidad que varía entre el 10% y 30%. Asimismo, la leche humana cuenta con otros componentes que aumenta la absorción de hierro, tales como la vitamina C, lactosa y fósforo (Alvis Chirinos, 2018).

Durante los primeros seis meses de vida, la leche materna provee los nutrientes necesarios para el adecuado desarrollo del niño (Mosca & Gianni, 2017). Las proteínas de la leche materna tienen una importante función en su crecimiento y composición corporal, pueden servir como transportadores y mejorar la absorción de otros nutrientes, promueven el desarrollo intestinal y poseen actividades antimicrobianas e inmunológica (Mosca & Gianni, 2017). De igual forma, tiene una alta concentración de carbohidratos tales como disacáridos y monosacáridos que pueden servir como probióticos, moduladores intestinales, entre otras

funciones (Mosca & Gianni, 2017). Asimismo, cuenta con lípidos que representan el 44% de la energía que provee la leche materna, además de un sinnúmero de enzimas, vitaminas y hormonas (Valer Moscoso, 2019).

El hierro es un nutriente esencial para el desarrollo mental, motor y conductual de los infantes. Está presente en todas las células del cuerpo y es fundamental para procesos fisiológicos, como la producción de hemoglobina (Chaparro & Lutter, 2015). Las necesidades de hierro son sustancialmente mayores durante los periodos de crecimiento rápido, como en los periodos de lactancia; por ello, los lactantes pueden encontrarse en alto riesgo para desarrollar deficiencia de hierro y, en consecuencia, desarrollar anemia infantil (Chaparro & Lutter, 2015).

1.2. Factores que Condicionan la Prevención de Anemia en Lactantes

Desde el ámbito biológico, las principales causas de déficit de hierro en lactantes son:

- La anemia materna y la prematuridad (Chaparro & Lutter, 2015; Valer Moscoso, 2019).

- La ablactancia en los primeros seis meses de vida, ya que interfiere con la absorción del hierro de la leche materna. En los lactantes con bajo peso al nacer, incluso los alimentos fortificados con hierro administrados antes del sexto mes pueden interferir con la absorción del hierro (Chaparro & Luther, 2015).

- El bajo peso al nacer (menos de 2500 gramos), debido a que las pequeñas reservas de hierro tras el nacimiento requerirán una fuente adicional de hierro a partir de los dos meses de vida (Chaparro & Luther, 2015).

- El retraso en el pinzamiento del cordón umbilical en más de 2 a 3 minutos, o hasta que el cordón deje de latir, permite que el recién nacido reciba un volumen adecuado de sangre y un mayor aporte de hierro corporal total, el cual es esencial para prevenir el progreso de la

deficiencia de hierro durante los primeros seis meses de vida (Chaparro & Luther, 2015; Pérez-Escamilla et al., 2019).

- Las infecciones recurrentes tanto gastrointestinales que producirán micropérdidas sanguíneas o por la inflamación secundaria a estas que limita el traspaso de nutrientes en los lactantes (Joo et al., 2016).

- la LME a partir de los 4 meses de edad (Pérez-Escamilla et al., 2019; Dalili et al., 2015; Chantry et al, 2007; Marques et al, 2014; Krishnaswamy et al., 2017). La práctica de la LME es beneficiosa por un sinnúmero de razones; sin embargo, para el caso específico de la anemia por déficit de hierro, la Academia Americana de Pediatría recomienda que se brinde LME hasta los cuatro meses de edad y posteriormente brindar suplemento de hierro de 1 mg/kg por día (Cai et al., 2017). Esta política se basa en el concepto de la poca cantidad de hierro en la leche humana a partir de ese mes, la cual puede no ser suficiente para el desarrollo físico y neurológico de los lactantes (Cai et al., 2017).

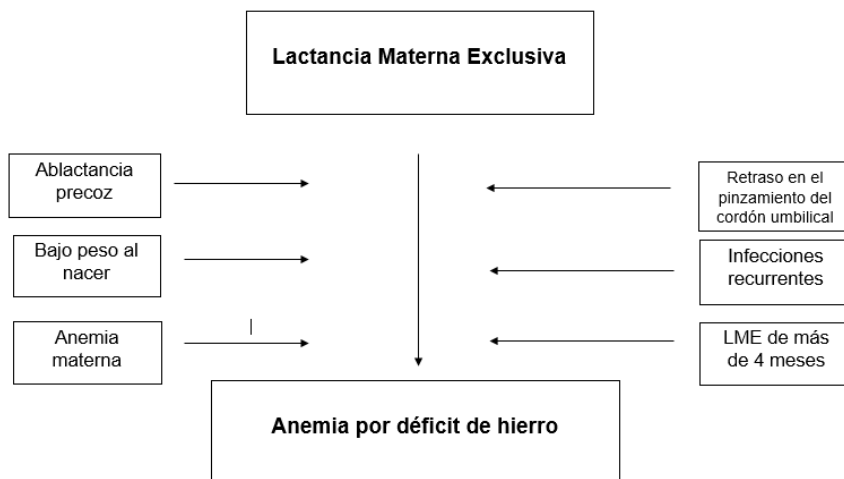
El MINSA tiene como política incentivar la LME hasta los seis meses como estrategia para combatir la anemia en el lactante, tal como se menciona en el Programa Presupuestal 001 - Programa Articulado Nutricional y el Programa Presupuestal 002 - Salud Materna Neonatal. Ambos programas cuentan con proyectos para Familias Saludables con Conocimientos para el cuidado infantil, LME y la adecuada alimentación y protección del menor de 36 meses.

Los programas incluyen visitas domiciliarias y consejería sobre LME hasta los seis meses y continuar la lactancia hasta los dos años, así como educación demostrativa de preparación de alimentos ricos en hierro, prácticas de higiene aprendidas en la sesión pedagógica de preparación de alimentos. Adicionalmente, incluye practicas del consumo de suplemento de hierro en gotas o jarabe en niños y tabletas en la gestante y la fortificación casera con micronutrientes en niños. Estas sesiones motivan la adopción de prácticas combinadas para

infantes y gestantes. Además, ofrecen un espacio para poner en práctica los mensajes ofrecidos en la consejería.

Figura 1

Factores que influyen en la anemia infantil de lactantes



Elaboración propia.

2. Revisión de Literatura²

La literatura internacional cataloga a la anemia infantil como uno de los principales problemas de salud pública (Walters et al., 2016). En Latinoamérica, la prevalencia de anemia infantil se encuentra entre 20% y 37% (MINSA, 2017a). Específicamente en lactantes, algunos estudios hechos en Latinoamérica encontraron que la prevalencia de anemia varía entre 20% y 29% (dos Reis et al., 2010; Ianicelli et al., 2012), y particularmente para Perú se reporta una prevalencia de anemia en lactantes del 25% (Gómez-Guizado & Munares-García, 2014).

En el caso de la LME, menos del 40% de los lactantes a nivel mundial la reciben (Walters et al., 2016). En Perú, caracterizado por tener un soporte cultural que favorece la práctica de la LME (Matias et al., 2012), su uso ha variado en los últimos años mostrando

² La presente revisión de literatura ha sido realizada a partir de una búsqueda avanzada en las principales bases de datos académicos a nivel internacional (SCOPUS; Web of Science; PubMed y Scielo) y con el uso de las palabras claves siguientes: [lactancia materna exclusiva; anemia; anemia infantil; causalidad; inferencia causal] y su traducción al inglés: [exclusive breastfeeding; anemia; childhood anemia; causality; causal inference].

mejoras, aunque con una tasa nacional por debajo del 70% en el 2018. De igual forma, se observan disparidades en la práctica de la LME según la región donde se habita, siendo menor en la costa (Alvis Chirinos, 2018).

2.1. Factores Asociados a la LME

Existen una serie de factores maternos asociados a la LME que incluyen: la edad, el nivel educativo, la etnia, el estrato socioeconómico, el estado marital y la condición laboral (Matias et al., 2012). Respecto a los factores socioeconómicos, un estudio realizado en California-Estados Unidos, encontró que las mujeres con mayores ingresos y mayor nivel educativo (o sus parejas), y las mujeres que tenían ocupaciones ejecutivas o altamente calificadas (o sus parejas), tenían mayor probabilidad de practicar la lactancia materna, respecto a las mujeres que no cumplen con estas características (Heck et al., 2006). Otro estudio en Suecia analizó los factores de riesgo asociados a un periodo de LME corto (inferior a cuatro meses), encontrando que el consumo de tabaco en la madre, su bajo nivel educativo, el periodo de actividad laboral inferior a tres meses durante el embarazo y el bajo nivel educativo de la pareja estuvieron asociados a un periodo corto de LME (Ludvigsson y Ludvigsson, 2005).

Revisiones sistemáticas, las cuales incluyeron estudios cuantitativos y cualitativos, analizaron los factores de riesgo y protectores de la LME en países en desarrollo (Kavle et al., 2017 y Balogun et al., 2015). Estos estudios encontraron evidencia parcial del rol del empleo materno como barrera a la LME. En contraste, existe evidencia concluyente de que el parto por cesárea es una barrera a la LME, así como la auto-percepción de insuficiencia de leche. Por otro lado, las recomendaciones del personal de salud sobre los beneficios de la LME, el apoyo familiar y el apoyo de la comunidad tienen efectos positivos sobre la mejora de la LME (Kavle et al., 2017)

Un estudio realizado en Buenos Aires-Argentina, para una muestra de 597 madres con hijos en los seis primeros meses de vida, encontró que la mayor duración de la LME estuvo

asociada con el uso de técnicas de lactancia adecuadas, actitudes maternas positivas hacia la LME, un apoyo familiar favorable, un buen vínculo madre-bebé y la ausencia de problemas en los pezones, después de controlar por el nivel educativo de la madre, entre otras variables confusoras (Ceriani Cernadas et al., 2003).

De igual forma, existen características de los infantes que se asocian a la LME tales como edad, género e inicio temprano de la LME (Matias et al., 2012). En Lima-Perú, un estudio realizado en 117 madres encontró que el bajo nivel educativo, el dolor mamario durante la lactancia y el uso de Acetato de Medroxiprogesterona estuvieron asociados al abandono de la LME (Matias et al., 2012).

Una revisión sistemática que analizó estudios aleatorizados controlados y cuasi-experimentales sobre el efecto de la capacitación sobre la duración de la LME encontró que las capacitaciones y/o el apoyo a la lactancia materna aumentaron las tasas de LME a 43% en el día 1, 30% en <1 mes y 90% en 1-5 meses y disminuyeron las tasas de no lactancia materna al nacer en 32% a 1 día, 30% a <1 mes y 18% a 1-5 meses. Adicionalmente, se identificó que los efectos son mayores en países de ingresos bajos y medianos respecto a países desarrollados (Haroon et al., 2013).

2.2. Factores Asociados a la Anemia Infantil

Un estudio en Perú que analizó las tendencias de malnutrición y anemia en niños menores de cinco años, basándose en las ENDES del periodo 2000-2011, encontró que los factores asociados a la anemia infantil son el sexo masculino del niño, la edad (menores de dos años), vivir en la región de la costa (sin considerar Lima) y la selva, a una altitud superior a 2500 msnm. También fueron asociados otros factores como la disponibilidad de red pública de agua y desagüe, la presencia de dos o más hijos en el hogar y la presencia de enfermedades diarreicas en los infantes (Sobrino et al., 2014).

Otro estudio basado en la misma fuente de datos para el periodo 2007-2013, mostró que los principales factores asociados a la anemia para los niños menores de tres años fueron vivir en provincia, habitar en un hogar de bajo nivel socioeconómico, tener una madre adolescente y con bajo nivel educativo. Además, otros factores encontrados fueron ser de sexo masculino con una edad menor a 24 meses; tener antecedentes de fiebre reciente y otros factores relacionados con el cuidado materno-infantil tales como la falta de control prenatal en el primer trimestre o la falta de suplemento de hierro durante el embarazo (Velásquez-Hurtado et al., 2016).

2.3. La Relación Entre LME y Anemia

Los estudios que asocian la LME y la anemia infantil no son concluyentes, han encontrado resultados mixtos y, principalmente, son de diseño correlacional, algo que evidencia la brecha de conocimiento en estudios con un enfoque causal de esta asociación.

Un estudio en Salvador de Bahía-Brasil, empleando modelos lineales de efectos aleatorios, evaluó el efecto de la duración de la LME y mixta sobre los niveles de hemoglobina en 150 lactantes y encontró un aumento de la hemoglobina por cada mes de LME y una disminución de la misma por cada mes de alimentación mixta (Oliveira et al., 2010). En Pernambuco-Brasil, un estudio basado en modelos lineales de regresión también encontró un aumento de la hemoglobina en los pacientes con LME, en comparación con la alimentación mixta. Adicionalmente, la hemoglobina materna, el material del piso de la vivienda, el tipo de parto y el peso al nacer fueron factores que contribuyeron significativamente a la variación en la concentración de hemoglobina de los infantes (Teixeira et al., 2010).

En otro estudio realizado en Jiaying-China mediante un análisis de regresión lineal, se observó que la introducción temprana de alimentos complementarios entre los tres y seis meses estuvo asociada con un mayor riesgo de anemia infantil y un bajo nivel de hemoglobina en los infantes entre 4 y 6 años, caso contrario al de los infantes que recibieron alimentos

complementarios a partir de los seis meses (Wang et al., 2017). El mismo estudio concluyó que el tipo de alimentos complementarios introducidos tienen efecto sobre la prevalencia de anemia. De igual manera, los alimentos basados en plantas tienen efectos positivos sobre la anemia, a comparación de la mayoría de los alimentos complementarios de fuente animal (Wang et al., 2017). En contraste, un estudio en Beijing-China identificó mediante una regresión logística múltiple que la LME estuvo asociada a mayor anemia en comparación con los infantes que usaron fórmula para lactantes de bajo peso al nacer. Además, los niños que no recibieron complementos alimentarios presentaron mayor prevalencia de anemia en comparación con los niños que recibieron más de dos tipos de alimentos complementarios (Li et al., 2019).

En otro estudio realizado en niños de nueve meses en las provincias de Zhejiang y Hebei-China, usando modelos de regresión logística múltiple, los infantes alimentados mediante LME o alimentación mixta registraron mayores niveles de anemia por deficiencia de hierro a diferencia de los infantes alimentados con leche en fórmula (Clark et al., 2016).

Una investigación realizada en México examinó el riesgo de anemia en relación al periodo de LME y con el uso de regresión lineal observó que la LME estaba asociado a mayor nivel de anemia, específicamente para los niños de madres con déficit de hierro (Meinzenn-Derr et al., 2006).

Por otro lado, un estudio realizado en lactantes atendidos en centros y hospitales del MINSA que empleó modelos de regresión logística, encontró como factores de riesgo para la anemia, a la LME de cuatro y cinco meses, la obesidad infantil y la desnutrición crónica (Gómez-Guizado & Munares-García, 2014).

Asimismo, una investigación en Cusco-Perú usando un análisis de regresión logística binaria encontró como factores de riesgo para la anemia en lactantes la presencia de anemia materna en el tercer trimestre de embarazo, el nivel de educación superior de la madre, la

desnutrición del lactante y la edad del lactante comprendida entre los cuatro y seis meses, mientras que como factores de protección el uso de suplemento de hierro en la madre por seis meses y a la LME (Valer Moscoso, 2019).

En un documento de trabajo, Francke (2019) evaluó los efectos de los programas de complementos nutricionales “Chispitas”, suplemento ferroso (terapéutico) y Qali Warma sobre la desnutrición crónica infantil y la anemia, empleando técnicas de evaluación de impacto de estas intervenciones, usando técnicas avanzadas de emparejamiento y *machine learning*, encontró que la lactancia materna general (no exclusiva) hasta los seis meses reduce la prevalencia de anemia, pero dicho efecto se reduce para el caso de la desnutrición crónica infantil y desaparece para la anemia al extenderse la práctica por más de seis meses.

3. Metodología

3.1. Fuente de Información

La principal fuente de información es la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) para el periodo 2014-2019, la cual es elaborada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). La ENDES cuenta con información sobre mujeres en edad reproductiva entre 15 y 49 años de edad y sobre los hijos de estas nacidos en los cinco años anteriores a la entrevista. La ENDES cuenta con representatividad a nivel nacional para las 25 regiones, 4 regiones naturales (Lima Metropolitana, resto de la costa, sierra y selva) y por ámbito geográfico (urbano y rural). De particular interés para el estudio son los cuestionarios de anemia, el cual recoge información antropometría (peso y talla) y resultados de la prueba de hemoglobina de mujeres y niños menores de 5 años; y el módulo de embarazo, parto y lactancia, el cual recoge información de las mujeres sobre la práctica de lactancia materna

3.2. Hipótesis y Construcción de Grupos de Tratamiento y Control

La hipótesis principal es que la LME, entendida como la práctica de lactancia exclusiva hasta los 6 meses de edad, disminuye la probabilidad de que un infante padezca de anemia. Por

otra parte, los hechos estilizados muestran que la prevalencia tanto de anemia como de LME difieren a partir del ámbito de residencia (urbano-rural). Por ello, como hipótesis secundaria se plantea que el efecto de la LME sobre la anemia se diferencia según el ámbito geográfico. Se realiza el análisis para infantes de hasta un (1) año de edad, debido a que son los menos propensos a ser expuestos a factores exógenos que puedan alterar esta relación, de esta forma se exploran los efectos de corto plazo de la LME.

Dicho esto, se proponen dos grupos de tratamiento y control³. El primer grupo de tratamiento son los niños de 6 a 12 meses que recibieron LME, es decir aquellos con madres que reportaron haber dado como única alimentación la leche materna durante los primeros seis meses de vida⁴; mientras que el primer grupo de control son los niños de 6 a 12 meses que no recibieron LME. Por otra parte, el segundo grupo de tratamiento coincide con el primero; mientras que el segundo grupo de control incluye a los niños de 6 a 12 meses que no recibieron LME, sumado con aquellos que aun reciben algún grado de lactancia (lactantes activos).

La Tabla 1 muestra un resumen de la definición y la muestra que se tiene para cada grupo de tratamiento y control:

Tabla 1
Definición de grupos de tratamiento y control

Tratamiento	Categoría	Definición	Muestra
Tratamiento 1	Tratados	Niños de 6 a 12 meses que recibieron LME	2098
	Controles	Niños de 6 a 12 meses que no recibieron LME	1004
Tratamiento 2	Tratados	Niños de 6 a 12 meses que recibieron LME	2098

³ Para los grupos de tratamiento y control solo se cuenta con la información para el periodo 2018-2019, pues en el 2018 se agregó la pregunta sobre la LME con especificaciones técnicas que mejoran su medición.

⁴ Los encuestadores leen la pregunta “¿Durante los seis primeros meses de vida, el niño recibió solo leche materna sin incluir otros alimentos ni líquidos?” y lo complementan con el siguiente enunciado “Se entiende por LME al consumo de solo leche materna durante los seis primeros meses de vida, incluso si le dio leche extraída de otra mujer, sales de rehidratación oral (SRO), vitaminas, minerales y medicinas. No considere el consumo de otro alimento o bebida, tampoco el agua (agüitas, mates, caldos, juguitos de fruta, chapo)”

	Controles	Niños de 6 a 12 meses que no recibieron LME, sumado con los lactantes activos	2984
--	-----------	---	------

Elaboración propia

3.3. Estrategia de Identificación

La literatura señala que los niños que reciben LME están condicionados a una serie de factores (Matias et al., 2012). Esto generaría un problema de selección, por lo que los cambios en la prevalencia de anemia (Y) no pueden atribuirse al tratamiento, imposibilitando una aproximación causal (Lee, 2005). Ante ello, se emplea un modelo de *Propensity Score Matching* (PSM), donde las diferencias de las características observables (\mathbf{X}) entre el grupo de tratamiento ($T = 1$) y control ($T = 0$) son removidas al condicionar por la probabilidad de tratamiento $p(X_i)$ (Rosenbaum & Rubin, 1983). Formalmente, dado el modelo logístico de probabilidad de recibir LME:

$$\Pr(T_i = 1 | \mathbf{X}) \equiv p(X_i) = F(\mathbf{X}'_i \gamma), \quad \text{tal que } F(z) \equiv \exp(z) / [1 + \exp(z)] \quad (1)$$

El efecto promedio sobre los tratados (ATT) es estimado mediante:

$$\begin{aligned} \widehat{ATT} &= \frac{1}{N_1} \sum_{i|T=1} [Y_i - \hat{Y}_i^0], \\ \text{donde } \hat{Y}_i^0 &= \sum_{j|T=0} w_{ij} Y_j \quad \wedge \quad w_{ij} \\ &= \frac{K\left(\frac{\hat{p}(X_i) - \hat{p}(X_j)}{h_n}\right)}{\sum_{k \in \{T=0\}}^{N_0} K\left(\frac{\hat{p}(X_i) - \hat{p}(X_k)}{h_n}\right)} \end{aligned} \quad (2)$$

Donde N_1 es el número de tratados, N_0 el número de controles, $p(X_i)$ el valor de la probabilidad predicha para el individuo i , $K(\cdot)$ la función kernel y h_n el ancho de banda. De esta forma, la estrategia de identificación reduciría sustancialmente el sesgo, aunque aún sigue condicionada a la selección de covariables (M. Lee, 2016).

Debido a ello, se complementa el modelo de PSM con una metodología de ML que permitiría encontrar una relación causal, sobre la base del supuesto de selección en observables. La implementación de McCaffrey et al. (2004) propone reemplazar la regresión logística de (1) por una estimación mediante el método de regularización LASSO; permitiendo encontrar estimadores eficientes (Athey & Imbens, 2017). La estimación LASSO mejora la capacidad predictiva del modelo y favorece la selección de variables relevantes (Hastie et al., 2016). Así, empleando una gran cantidad de variables referentes a las características de los niños, las madres y el hogar, la estimación LASSO minimiza el sesgo de variable omitida. La implementación de ML a métodos econométricos convencionales es un campo en el que se están dando grandes avances (Athey & Imbens, 2017).

El método LASSO reduce y selecciona la cantidad de variables. Hastie et al. (2016) señalan que el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO, en adelante) es ineficiente por dos razones. Primero, porque es un modelo con bajo sesgo y varianza elevada, siguiendo un proceso generador de datos $Y = f(X) + \epsilon$, donde $E(\epsilon) = 0$ y $Var(\epsilon) = \sigma^2$, el *trade-off* sesgo-varianza puede identificarse en la composición del error esperado para una función estimada $\hat{f}(x)$:

$$\begin{aligned} E \left[\left(y - \hat{f}(x) \right)^2 \right] &= \sigma^2 + E[\hat{f}(x) - f(x)]^2 + \left\{ E[\hat{f}(x)^2] - E[\hat{f}(x)]^2 \right\} \\ &= \sigma^2 + Sesgo[\hat{f}(x)]^2 + Var[\hat{f}(x)] \end{aligned} \quad (3)$$

Esta descomposición muestra que fuera del error σ^2 , el segundo y tercer término comportan una relación de *trade-off* en la cual elegir un modelo más complejo logra captar más datos e incurrir en menor sesgo. Sin embargo, dicha complejidad hace que el modelo capture observaciones más dispersas y aumente la varianza. Este proceso empeora la precisión en el modelo MCO, la cual puede ser mejorada al reducir variables (Hastie et al., 2016). Segundo, los estimados MCO no son exactamente cero, lo que complica su interpretación, a diferencia de mantener solo el subconjunto más relevante de covariables.

El método LASSO supera estas limitaciones al incluir una restricción de tipo l_1 de suma absoluta de coeficientes. Como resultado, este método incrementa la capacidad predictiva del modelo al reducir la magnitud de los coeficientes (y, en consecuencia, la cantidad de coeficientes) y mejorar su capacidad de interpretación, al seleccionar aquellos más relevantes. De esta manera, el LASSO proporciona una forma automática de selección del modelo en regresiones lineales.

Formalmente, el estimador LASSO, $\hat{\beta}^{lasso}$, para i observaciones y j variables se deriva del problema de minimización de errores al cuadrado estándar con una restricción extra tipo l_1 (Cameron, 2017):

$$\hat{\beta}^{lasso} = \min_{\beta} \sum_{i=1}^N (y_i - \mathbf{x}_i' \beta)^2, \quad \text{suje}to \ a \ \sum_{j=1}^p |\beta_j| \leq s \quad (4)$$

El cual puede reformularse en su forma lagrangiana, de modo que $\hat{\beta}^{lasso} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^N (y_i - \mathbf{x}_i' \beta)^2 + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j|$, donde λ representa el parámetro de penalización que controla el monto de encogimiento y está acotado a valores no negativos. Así, mientras mayor sea el valor elegido para λ , mayor será el encogimiento hasta llegar al punto donde el vector de

pendientes es nulo, $\hat{\beta}^{lasso} = 0$. En el otro extremo, al elegir $\lambda = 0$, la restricción se anula y volvemos al caso de MCO.

La selección de λ no es trivial, pues una penalización muy pequeña puede evitar que el método LASSO capture la señal principal en los datos; mientras que un valor demasiado grande puede conducir a un ajuste excesivo, ocasionando que el modelo se adapte al ruido y a la señal de los datos. Por ello, el λ debe seleccionarse endógenamente para minimizar el estimado del error de predicción esperado; proceso llevado a cabo mediante *cross-validation* (CV, en adelante), aplicación ampliamente aceptada en la literatura (Hastie et al., 2015) (Revisar Anexo 1).

La principal crítica a la estrategia de identificación propuesta sigue descansando en el supuesto de selección en observables, pues pueden existir variables no observables que sesgarían los resultados. Convencionalmente, se supera este problema empleando el método de variables instrumentales. No obstante, encontrar un instrumento válido es sumamente complicado y elegir un instrumento inadecuado puede generar más sesgo que en el escenario inicial (Angrist & Pischke, 2008). Ante la ausencia de un instrumento claro teórico y empírico, se opta por realizar una prueba de sensibilidad ante variables no observables (explicado posteriormente), empleada extensamente en la literatura de evaluación de impacto, lo que permite validar en cierta medida el supuesto de selección en observables.

3.4. Pruebas de Robustez

Se proponen una serie de pruebas de robustez para validar los resultados:

I. Sensibilidad ante no observables: el método propuesto por Rosenbaum (2002) permite evaluar en qué medida los resultados son robustos al no cumplimiento del supuesto de selección en observables. Para ello, las bandas de Rosenbaum miden el grado de sensibilidad de los resultados ante la presencia de variables no observables que afecten la probabilidad de

tratamiento y la variable resultado. En el caso de que los resultados sean muy sensibles se debería tomar los resultados con cautela.

II. Sensibilidad al método de emparejamiento: se emplea una combinación del método de emparejamiento propuesto por Abadie y Imbens (2011) y el método LASSO. Mediante el LASSO, se realiza una selección eficiente de variables predictoras, las cuales serían incluidas en la estimación de vecino más cercano propuesta por Abadie y Imbens (2011).

III. Sensibilidad a la forma funcional: se probará que el efecto de tratamiento encontrado no se deriva exclusivamente de la forma funcional del modelo, se aplicará la técnica de *Entropy Balancing* (EB, en adelante) propuesta por Hainmueller (2012). Al ser un método de reponderación, el EB permite balancear distintos momentos de las covariables (media, varianza y sesgo), eliminando los supuestos distribucionales sobre la probabilidad del tratamiento.

IV. Balance fuerte de covariables: además de la prueba convencional de diferencias en medias de las covariables, se aplicará la prueba de balance propuesto por Smith y Todd (2005) basado en la regresión de los covariables contra la variable de tratamiento (T) y formas polinomiales de $\hat{p}(X)$.

4. Estadísticas Descriptivas

En esta sección se desarrolla un análisis descriptivo de la prevalencia de anemia infantil, la lactancia materna y la LME. De esta forma, se busca contextualizar cómo ha evolucionado la anemia infantil, principalmente en grupos vulnerables; cómo ha evolucionado la lactancia materna, los factores que la limitan; y el rol de instituciones públicas de salud en la capacitación idónea a las madres para que hagan un uso efectivo de la LME.

El principal indicador a analizar es la prevalencia de anemia⁵. La Tabla 2 presenta la evolución de la prevalencia de anemia para niños menores a 3 años de edad a nivel nacional y para una serie de características seleccionadas. A nivel nacional, la anemia infantil ha mostrado una reducción ligera, aunque significativa. La anemia infantil es menor entre las niñas, donde se reporta una disminución significativa, en contraste con los niños donde no hubo variación. La mayor reducción de la anemia se muestra entre los infantes de 1 a 2 años.

Con respecto al ámbito geográfico, se observa que la prevalencia de anemia en las áreas rurales es mayor y es precisamente donde se muestra una disminución sustancial, sin variaciones para las áreas urbanas, mientras que se observan reducciones significativas en la sierra y la selva.

Acerca al nivel educativo de las madres, se muestra que a mayor nivel educativo de la madre la prevalencia de anemia infantil es menor y solo hay una reducción significativa de la anemia entre los niños y niñas de madres que tenían educación básica primaria.

Finalmente, respecto a los quintiles de riqueza, también se observa que a mayor riqueza del hogar la prevalencia de anemia en los niños y niñas es menor, resaltando la disminución significativa de la anemia infantil en los quintiles 1, 2 y 4 (siendo el quintil 1 el inferior y el 5 el superior).

Tabla 2

Prevalencia de anemia en niños y niñas de 6 a 35 meses en características seleccionadas, 2014-2019

VARIABLES	2014	2015	2016	2017	2018	2019	P-value
Prevalencia general	46.92	43.41	43.61	43.61	43.55	40.33	0.004
Sexo							
Mujer	45.64	40.66	42.06	41.85	41.61	37.43	0.011

⁵ La anemia fue ajustada por altitud, siguiendo el método que emplea INEI: Nivel ajustado = nivel observado - ajuste por altura, siendo Ajuste = $-0.032 * (altura) + 0.022 * altura^2$ donde "altura" es igual a altura en metros/1000*3.3

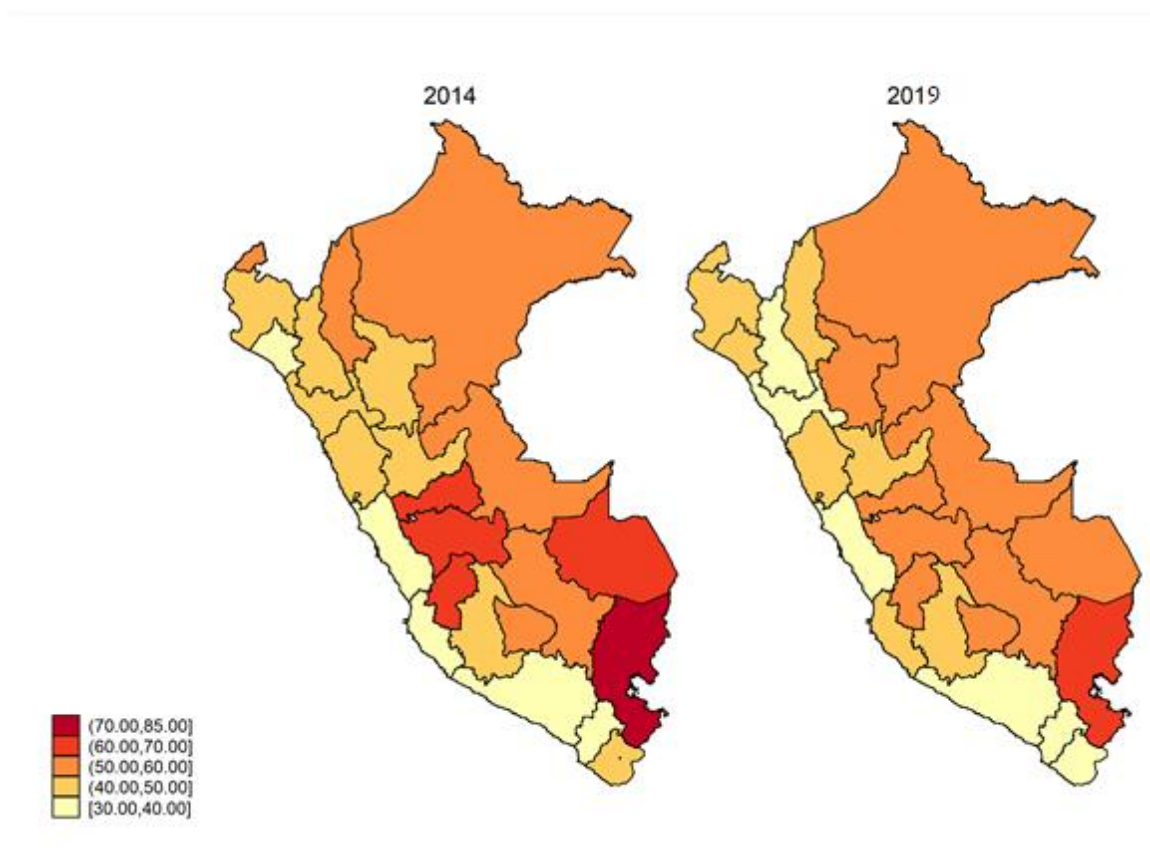
Varón	48.13	45.99	45.00	45.36	45.43	43.12	0.194
Grupos etarios							
6-11 meses	61.65	59.63	59.34	59.53	59.71	59.24	0.866
12-23 meses	55.63	50.91	51.53	48.93	49.64	45.09	0.001
24-35 meses	31.69	29.53	29.29	30.33	30.40	26.33	0.457
Ámbito geográfico							
Rural	57.56	51.13	53.37	53.32	50.98	49.40	0.001
Urbano	42.34	40.49	39.95	39.98	40.86	36.93	0.312
Región natural							
Costa	38.26	36.92	36.72	36.12	37.73	34.12	0.636
Sierra	55.93	53.06	51.82	52.05	50.28	48.84	0.022
Selva	56.85	47.99	51.66	53.65	50.54	45.51	0.000
Nivel educ. madre							
Primaria	55.80	48.43	51.80	52.52	51.90	50.12	0.005
Secundaria	46.35	44.04	43.85	43.72	44.36	40.61	0.263
Superior	31.44	30.49	29.87	30.73	31.35	28.25	0.969
Quintiles de riqueza							
Quintil 1 (inferior)	57.84	52.04	53.82	55.36	53.57	51.20	0.020
Quintil 2	54.25	50.49	52.32	49.12	47.93	44.85	0.015
Quintil 3	45.50	42.37	43.82	42.73	41.59	37.77	0.448
Quintil 4	38.12	38.03	31.43	33.58	38.29	32.87	0.006
Quintil 5 (superior)	26.46	27.77	28.45	26.18	27.14	24.11	0.912

Fuente: ENDES. Elaboración propia

La Figura 2 muestra la variación de la anemia infantil a nivel regional. Se observa que la anemia se redujo en 16 regiones, siendo las regiones de Huancavelica, Junín, Madre de Dios, Pasco y Puno las que registraron mayor prevalencia de anemia infantil en el 2014 (todas con tasas por encima de 60%). De las regiones que registran la mayor reducción de la anemia en el 2019, solo la región de Puno mantiene una tasa por encima de 65%. La concentración de la reducción de anemia infantil en este periodo se ha dado en la sierra central.

Figura 2

Prevalencia de anemia en niños y niñas de 6 a 35 meses a nivel regional, 2014 y 2019



Fuente: ENDES. Elaboración propia.

La lactancia materna es otro indicador relevante para el análisis, por lo que tomamos el corte de hasta 12 meses, similar a estudios previos (Arocena, 2009; 2010). La Tabla 3 muestra la tasa de lactancia materna de hasta un año en infantes de 6 a 35 meses a nivel nacional y para una serie de características seleccionadas. La lactancia materna de hasta un año se ha mantenido alrededor del 40% en el periodo de estudio. Se observa que la lactancia materna es ligeramente mayor para los niños y se ha reducido significativamente entre las niñas para el periodo de estudio. Igualmente observamos que, aunque la lactancia materna de hasta un año se realiza en mayor proporción en el ámbito urbano y en la costa, en ambos escenarios se puede apreciar una reducción significativa para el periodo de estudio.

Con respecto al nivel educativo de la madre, se señala que la práctica de la lactancia materna de hasta un año aumenta a mayor nivel educativo de la madre, aunque su práctica se vea reducida significativamente entre las madres que culminaron la educación superior. Con respecto a la riqueza del hogar, se aprecia que a mayor riqueza la práctica de lactancia materna de hasta un año aumenta y solo se ha observado una reducción significativa de su práctica entre los hogares del quintil superior de riqueza.

Tabla 3

Tasa de lactancia materna de hasta un año en niños y niñas de 6 a 35 meses en características seleccionadas, 2014-2019

Variables	2014	2015	2016	2017	2018	2019	p-value
Prevalencia general	42.22	42.53	41.91	41.26	39.97	39.92	0.120
Sexo							
Mujer	41.47	42.72	42.16	40.41	38.94	39.58	0.063
Varón	42.95	42.35	41.68	42.10	40.98	40.24	0.702
Ámbito geográfico							
Rural	35.98	35.63	38.13	36.91	34.99	37.60	0.320
Urbano	44.82	45.08	43.29	42.85	41.73	40.77	0.056
Región natural							
Costa	47.60	46.21	44.44	44.23	42.23	42.04	0.020
Sierra	32.57	34.53	34.78	34.07	33.07	34.02	0.488
Selva	42.68	43.72	45.33	43.48	43.84	42.80	0.672
Nivel educ. madre							
Primaria	34.22	37.32	37.61	35.30	34.42	37.11	0.203
Secundaria	42.84	42.38	41.67	41.31	40.05	38.91	0.254
Superior	56.39	53.01	49.77	49.32	46.20	47.39	0.015
Quintiles de riqueza							
Quintil 1 (inferior)	36.07	36.31	38.40	37.18	36.42	37.62	0.636
Quintil 2	39.65	37.98	40.31	38.30	37.52	36.85	0.527
Quintil 3	41.63	41.36	40.08	41.18	40.72	38.48	0.947
Quintil 4	41.62	45.96	40.82	42.43	41.94	43.19	0.291
Quintil 5 (superior)	59.54	55.24	53.28	52.45	46.66	47.91	0.004

Fuente: ENDES. Elaboración propia

Un punto importante a considerar son las razones por las cuales las madres dejan de practicar la lactancia materna (ver Tabla 4). Al tener correctamente identificadas estas motivaciones se podrían focalizar mejor las capacitaciones en los controles prenatales sobre

los beneficios de la lactancia materna. La principal razón por la que una madre culmina con la lactancia es debido a que el niño o niña se encuentra en edad de destete, representando la tercera parte de los casos totales. Otro motivo importante es que el infante solo quiere consumir leche materna, lo cual podría condicionar el estado de salud de la madre. Finalmente, dos motivos que también resaltan son el hecho de que la madre ya no pueda producir leche y que por condiciones laborales la madre no cuente con disposición de tiempo para atender la alimentación del niño con leche materna.

Tabla 4

Motivos por los que madre detuvo la lactancia en niños y niñas de 6 a 35 meses, 2014-2019

Motivos	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Madre enferma	5.75	6.12	7.56	6.87	5.38	6.00
Niño enfermo/débil	2.14	2.22	2.30	2.12	2.13	2.15
Niño murió	0.00	0.04	0.03	0.01	0.01	0.05
Problema de succión en el niño	0.50	0.46	0.51	0.38	0.70	0.55
Problema de succión en el pezón	1.51	1.17	0.75	0.91	1.07	0.98
No tenía leche	13.02	13.10	12.15	11.60	12.02	10.84
Madre trabajando	12.12	10.17	10.86	10.85	10.20	10.93
Niño se rehusó	8.70	9.42	8.48	9.36	9.47	9.11
Edad de destete	29.71	29.34	28.49	29.04	30.48	29.97
Quedó embarazada	8.91	8.94	8.27	7.66	8.35	7.69
Empezó a usar anticonceptivos	0.11	0.04	0.02	0.02	0.16	0.07
Niño quería solo pecho	17.54	18.98	20.57	21.19	20.01	20.76

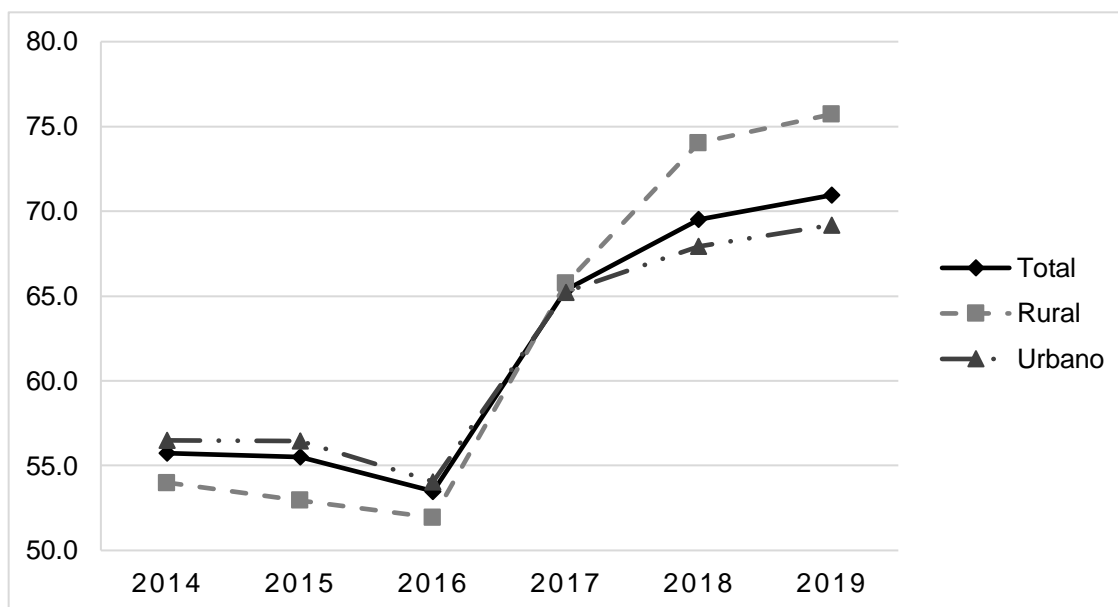
Fuente: ENDES. Elaboración propia

Otro indicador relevante en nuestro análisis es conocer la cantidad de madres que han recibido capacitaciones sobre los beneficios de la lactancia materna en sus respectivos controles prenatales. La correcta capacitación puede conllevar a un uso efectivo de la lactancia e influir en las condiciones de salud del infante. A nivel nacional podemos ver que la proporción de madres que recibieron capacitaciones se incrementó, pasando de 56% a 71% durante el periodo que estudiamos. A su vez, encontramos que el crecimiento a nivel urbano-

rural ha sido similar, aunque con un despegue de la tasa de capacitación en las áreas rurales desde el 2017, llegando a 76% en el 2019 (Figura 3).

Figura 3

Madres que recibieron capacitación sobre beneficios de lactancia, 2014-2019



Fuente: ENDES. Elaboración propia

De igual forma, es necesario conocer cuáles son las instituciones encargadas de dar las capacitaciones sobre los beneficios de la lactancia. La Tabla 5 muestra que los establecimientos de salud públicos se encargan del 90% de las capacitaciones, siendo alrededor del 70% conducidas por establecimientos del MINSA y alrededor del 20% por establecimientos de la Seguridad Social. Esto muestra que las capacitaciones pueden ser una herramienta útil si se refuerzan y son de acceso público, puesto que el MINSA accede a la mayor proporción de madres gestantes

Tabla 5*Establecimientos de salud encargados de las capacitaciones sobre lactancia, 2014-2019*

Establecimientos	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Ministerio de Salud	74.18	71.94	69.71	71.96	72.15	72.15
Seguridad Social	17.55	19.17	21.19	18.22	18.13	18.13
Privados	5.42	6.88	7.50	8.06	8.01	8.01
Otros	2.86	2.01	1.59	1.76	1.71	1.71

Fuente: ENDES. Elaboración propia

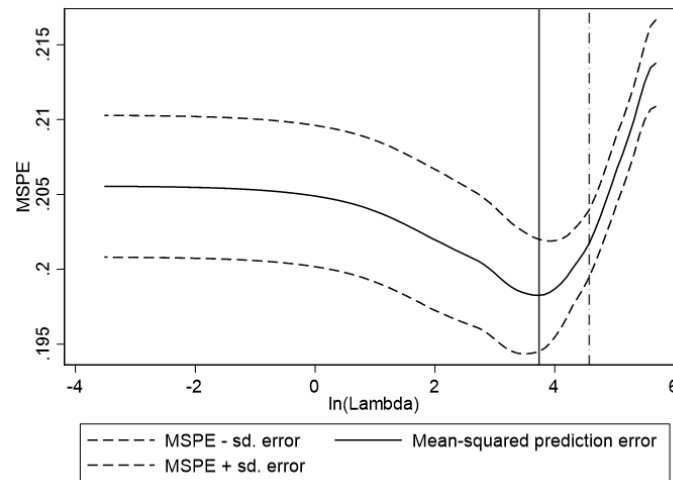
5. Resultados

5.1. Predicción

El paso preliminar consiste en estimar el modelo predictivo LASSO de la ecuación (4) teniendo como variable dependiente a cada uno de los tratamientos (ver Tabla 1). En primer lugar, se realizó un proceso de CV que permite encontrar el parámetro de regularización óptimo (λ) a fin de encontrar la mejor predicción de los grupos de tratamiento. Al no conocer las probabilidades de pertenencia a los grupos de tratamiento, es necesario considerar todas las potenciales covariables relacionadas a la selección de tratamiento y a la prevalencia de anemia. Considerando esto, las estimaciones emplean un aproximado de 90 covariables seleccionadas de la ENDES (El anexo 4 detalla todas las variables empleadas inicialmente y las seleccionadas por el LASSO).

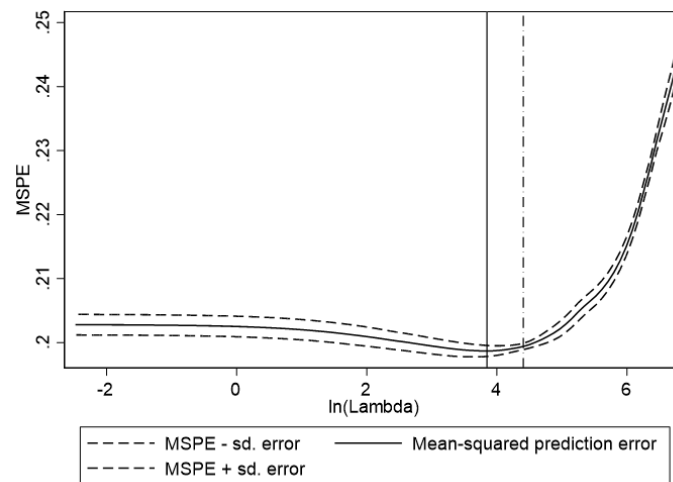
Las Figuras 4 y 5 muestran el proceso de selección del parámetro de regularización óptimo (λ). Este parámetro es el que penaliza la inclusión o exclusión de covariables como predictores en el modelo. El valor de λ podrá ir desde cero, en donde se volverá al modelo MCO, hasta un valor de penalización que no incluya ninguna covariable.

Figura 4
Elección de lambda óptimo por CV – Tratamiento 1



Elaboración propia.

Figura 5
Elección de lambda óptimo por CV – Tratamiento 2



Elaboración propia.

El proceso de 5-fold CV se realizó con una submuestra aleatoria correspondiente al 80% de las observaciones, tal como sugiere la literatura. Esto permite testear la capacidad de

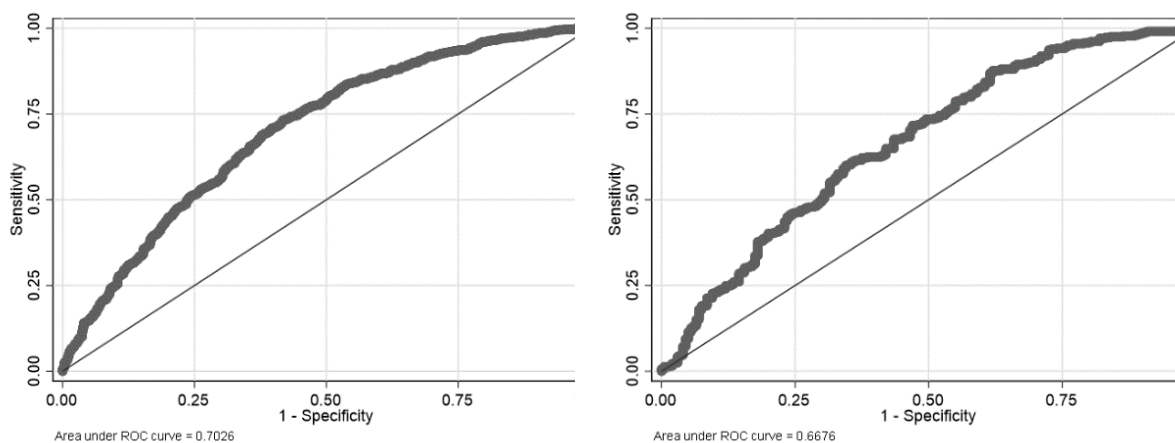
predicción del modelo al considerar la bondad de ajuste dentro y fuera de la muestra, descartando así la posibilidad de *overfitting*.

Para verificar la bondad de ajuste de los modelos se empleó la curva Receiver Operating Characteristics (ROC, en adelante). La interpretación de la bondad de ajuste mediante la curva ROC se obtiene del cálculo del área bajo ella; la cual permite distinguir entre las categorías de tratamiento y control. Este valor oscila entre 0.5 (asignación aleatoria del tratamiento), y 1 (capacidad perfecta de distinción entre los grupos).

Las Figuras 6 y 7 presentan las curvas ROC tanto dentro como fuera de la muestra, para cada uno de los grupos de tratamiento y control. Como se esperaba, la bondad de ajuste dentro de la muestra es mejor en todos los casos, pues se está trabajando con los datos que se “han observado”. De esta forma, se verifica que la predicción de nuestro modelo dentro de la muestra se encuentra a un nivel de 70% y 78% para los tratamientos 1 y 2, respectivamente.

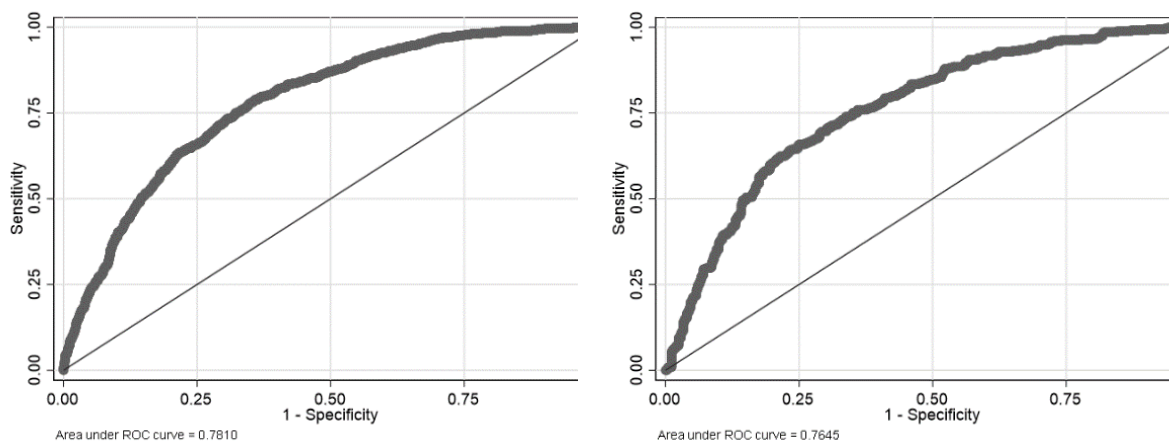
Figura 6

Bondad de ajuste. Dentro y fuera de la muestra - Tratamiento 1



Elaboración propia.

Figura 7
Bondad de ajuste. Dentro y fuera de la muestra - Tratamiento 2



Elaboración propia.

En cuanto al ajuste fuera de la muestra, para el 20% de observaciones dejadas fuera del proceso de CV, podemos apreciar que se asemeja a la predicción en la muestra. La capacidad predictiva se reduce en alrededor de 3% para ambos tratamientos. Esto sugiere que el modelo no estaría incurriendo en *overfitting*, pues predice correctamente tanto dentro como fuera de la muestra, es decir, el modelo no estaría prediciendo la particularidad de los datos de la ENDES, en lugar de ello reflejaría una buena predicción de la probabilidad de recibir LME.

5.2. Resultados Base

Tras verificar la calidad de la predicción del modelo, se estimó el efecto del tratamiento sobre los tratados empleando los algoritmos de emparejamiento del vecino más cercano (5 vecinos), uno a uno, radio y kernel. Los resultados se presentan en la Tabla 6.

En general, no se encuentran efectos de la LME en la reducción de anemia, exceptuando el caso del tratamiento 2 (algoritmo de kernel) donde se encuentran resultados marginalmente significativos y opuestos al esperado. De esta manera, los resultados sugieren que 6 meses de LME no necesariamente transmiten los nutrientes suficientes, lo que podría no estar previniendo la anemia infantil por déficit de Hierro, tal y como señalan estudios previos.

Tabla 6*Efecto de la LME sobre la anemia – PSM*

Tratamiento	Tipo de emparejamiento	ATT	SE	P-value
Tratamiento 1	nearest neighbors	0.014	(0.029)	0.639
	one-to-one	0.019	(0.034)	0.581
	radius	0.004	(0.030)	0.887
	kernel	0.016	(0.026)	0.538
Tratamiento 2	nearest neighbors	0.034	(0.024)	0.161
	one-to-one	0.020	(0.028)	0.480
	radius	0.028	(0.024)	0.259
	kernel	0.038*	(0.022)	0.085

Nota: Los errores estándares se presentan en paréntesis y los coeficientes estadísticamente significativos se denotan bajo el siguiente sistema: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Elaboración propia.

El balance de covariables busca probar que el emparejamiento corrija las diferencias preexistentes entre ambos grupos (tratamiento y control) a fin de poder atribuir la causalidad correspondiente de los efectos encontrados de la LME sobre la anemia infantil. Dicho esto, post-emparejamiento no debería existir diferencias estadísticas en características observables entre ambos grupos.

Por ello, se realiza la prueba de diferencias en medias. La Tabla 7 muestra que previo al emparejamiento existen grandes diferencias entre las covariables y que posterior al emparejamiento efectuado, los grupos de tratamiento y control son estadísticamente similares al menos en el 91% de las covariables. En otras palabras, se puede asegurar el balance en observables.

Tabla 7*Prueba de diferencia en medias*

Tratamiento	Etapas de emparejamiento	P-value<10	P-value>10	Total de variables
Tratamiento 1	prematch	84.1	15.9	44
	postmatch	9.1	90.9	
Tratamiento 2	prematch	88.6	11.4	44
	postmatch	0	100	

Elaboración propia

5.3. Efectos Heterogéneos: Área de Residencia Rural y Urbana

Se utilizan los mismos algoritmos de emparejamiento, para obtener impactos diferenciados empleando las muestras del ámbito urbano y rural (Tablas 8 y 9, respectivamente). Para ninguna de las muestras separadas del ámbito urbano y rural se encuentran efectos significativos de la LME sobre la anemia infantil, exceptuando el caso del tratamiento 2 (algoritmo de kernel) donde nuevamente se encuentran resultados marginalmente significativos.

Al igual que en las estimaciones base los resultados también muestran que la LME no tiene efectos sobre la anemia infantil, sugiriendo la posibilidad de que el tiempo óptimo de LME sea menor a los 6 meses de edad. Si bien la LME muestra una serie de beneficios en el desarrollo de los infantes, es probable que no transmita las cantidades necesarias de nutrientes y, en consecuencia, no colabore con la prevención de anemia de los infantes.

Tabla 8*Efectos heterogéneos (ámbito rural) – PSM*

Tratamiento	Tipo de emparejamiento	ATT	SE	P-value
Tratamiento 1	nearest neighbors	0.002	(0.050)	0.973
	one-to-one	0.020	(0.061)	0.738
	Radius	-0.003	(0.059)	0.955
	Kernel	-0.002	(0.046)	0.971

Tratamiento 2	nearest neighbors	0.026	(0.043)	0.548
	one-to-one	0.024	(0.050)	0.635
	Radius	0.027	(0.048)	0.570
	kernel	0.014	(0.039)	0.712

Nota: Los errores estándares se presentan en paréntesis y los coeficientes estadísticamente significativos se denotan bajo el siguiente sistema: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Elaboración propia.

Tabla 9

Efectos heterogéneos (ámbito urbano) – PSM

Tratamiento	Tipo de emparejamiento	ATT	SE	P-value
Tratamiento 1	nearest neighbors	0.018	(0.033)	0.594
	one-to-one	0.000	(0.040)	1.000
	radius	0.007	(0.035)	0.851
	kernel	0.029	(0.031)	0.342
Tratamiento 2	nearest neighbors	0.045	(0.028)	0.108
	one-to-one	0.034	(0.035)	0.326
	radius	0.029	(0.030)	0.330
	kernel	0.059**	(0.026)	0.022

Nota: Los errores estándares se presentan en paréntesis y los coeficientes estadísticamente significativos se denotan bajo el siguiente sistema: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Elaboración propia.

6. Análisis de Robustez

6.1. Sensibilidad Ante No Observables

Los métodos de emparejamiento se basan en el supuesto de selección en observables, el cual señala que todas las variables que influyen en el tratamiento y la variable de resultado son observadas e incluidas en el modelo. Sin embargo, ante la presencia de una variable no observable que afecte tanto al tratamiento como al resultado, generaría un sesgo que potencialmente puede invalidar el análisis (Rosenbaum, 2002).

La prueba de Rosenbaum (2002) responde a la pregunta base de si la presencia de factores no observables altera los efectos de un tratamiento en un resultado determinado. Si

bien esta prueba no contrasta el supuesto de selección en observables, las bandas de Rosenbaum miden el grado de sensibilidad de los resultados ante la presencia de variables no observables. En un contexto donde los resultados sean muy sensibles se deberían tomar con cautela. Una presentación formal de esta prueba se encuentra en el Anexo 2.

En este estudio, dado que el tratamiento es haber recibido LME, $\Gamma = 1$ señala que la probabilidad de recibir LME es igual entre los niños que no recibieron LME (controles) y aquellos que sí la recibieron (tratados). Cuando $\Gamma > 1$ la probabilidad de recibir LME es más frecuente en el grupo de tratados en Γ veces; es decir, podría existir una variable no observable que influya en la probabilidad de recibir LME y, a la vez, influya en la anemia infantil. Para simplificar la interpretación, si el efecto de recibir LME sobre la anemia infantil es estadísticamente significativo ($p < 0.1$) con un $1 < \Gamma < 1.4$, se señalará que el resultado no es sensible ante la presencia de sesgos ‘ocultos’ moderados y de obtenerse un $\Gamma > 1.4$, se señalará que el resultado no es sensible ante la presencia de sesgos ‘ocultos’ fuertes.

La Tabla 10 muestra los resultados de la prueba de Rosenbaum para el único indicador que resultó significativo en los resultados base. El efecto de la LME sobre la anemia infantil fue significativo con un valor crítico de 1.35. Esto implica que, en el caso de que existiera una variable no observable que aumente la probabilidad de recibir el tratamiento hasta en 35% y que esté relacionada con la anemia, los resultados se mantendrían. En otras palabras, el efecto de recibir LME sobre la anemia infantil sigue siendo válido ante la presencia de variables no observables. Por lo tanto, solo la presencia de sesgos ocultos fuertes explica la relación encontrada entre la LME y la anemia infantil.

Tabla 10
Sensibilidad ante no observables - prueba de Rosenbaum

Gamma Γ	nearest neighbors (tratamiento 1)	
	p_mh+	p_mh-
1	0.000	0.000

1.05	0.000	0.000
1.1	0.000	0.000
1.15	0.000	0.000
1.2	0.001	0.000
1.25	0.006	0.000
1.3	0.027	0.000
1.35	0.083	0.000
1.4	0.195	0.000
1.45	0.364	0.000
1.5	0.470	0.000

r: probabilidad de diferencia en la asignación dado los factores no observables.

p_mh+: nivel de significancia (supuesto: sobre-estimación del efecto de tratamiento).

p_mh-: nivel de significancia (supuesto: sub-estimación del efecto de tratamiento).

6.2. Post-LASSO con Emparejamiento de Vecino Más Cercano

Los resultados base emplean todos los algoritmos de emparejamiento permitidos en el PSM. Sin embargo, estudios recientes señalan que el PSM puede incrementar el desbalance muestral y, en consecuencia, generar estimadores ineficientes y sesgados (King & Nielsen, 2019). Por ello, se emplea una combinación del método de emparejamiento propuesto por Abadie y Imbens (2011) y el método LASSO, mediante el cual se realiza una selección eficiente de variables predictoras, posteriormente incluidas en la estimación de *vecino más cercano* propuesta por Abadie y Imbens (2011), proceso conocido como estimación post-LASSO. Este método es consistente y corrige el sesgo derivado de la presencia de una gran cantidad de covariables continuas.

La Tabla 11 muestra los resultados de la estimación post-LASSO. En general, no se encontraron efectos de la LME sobre la anemia, similar a los resultados base.

Tabla 11
Estimación de vecino más cercano - Abadie y Imbens

Tratamiento	ATT	SE	P-value
Tratamiento 1	0.016	(0.026)	0.547
Tratamiento 2	0.050	(0.020)	0.111

Nota: Los errores estándares se presentan en paréntesis y los coeficientes estadísticamente significativos se denotan bajo el siguiente sistema: * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01. Elaboración propia.

6.3. Sensibilidad a la Forma Funcional

El emparejamiento por *entropy balancing* (EB, en adelante) propuesto por Hainmueller (2012) es una técnica de reponderación que mejora la comparabilidad entre los grupos de tratamiento y control basado en observables. El método asigna un peso para cada observación del grupo de control directamente balanceando cada uno de los momentos estadísticos (media, varianza y sesgo) de las covariables incluidas en el análisis. Es decir, se busca que los momentos estadísticos de todas las variables de control sean estadísticamente similares entre el grupo de control reponderado y el grupo de tratados (Hainmueller, 2012; Hainmueller & Xu, 2013).

Este método presenta algunas ventajas sobre los métodos de emparejamiento convencionales. Primero, el EB incrementa la calidad del balance de covariables pues no requiere el uso de una prueba dado que las covariables se balancean automáticamente mediante un algoritmo (Hainmueller, 2012). Segundo, el EB realiza el balance de covariables en los distintos momentos estadísticos, lo que mejora la comparabilidad entre el grupo de tratados y controles. Tercero, el EB es un método no paramétrico, por lo que no requiere una forma funcional en la asignación del tratamiento, el cual es necesario en el PSM. Una presentación formal de esta prueba se encuentra en el Anexo 3.

Para este análisis, se ha empleado el balance en el primer momento estadístico de las variables del grupo de tratados y controles, el cual es el sugerido por la literatura (Freier, Schumann, & Siedler, 2015; Gambaro, Marcus, & Peter, 2016). Asimismo, se han empleado exclusivamente las variables seleccionadas por el LASSO para este balance. El peso EB de cada observación fue empleado como factor de expansión.

La Tabla 12 muestra las estimaciones del modelo EB. En concordancia con los resultados base, solo el tratamiento 2 muestra resultados marginalmente significativos.

Tabla 12

Sensibilidad ante forma funcional - Entropy Balancing

Tratamiento	ATT	SE	P-value
Tratamiento 1	0.013	(0.017)	0.444
Tratamiento 2	0.033*	(0.017)	0.055

Nota: Los errores estándares se presentan en paréntesis y los coeficientes estadísticamente significativos se denotan bajo el siguiente sistema: * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01. Elaboración propia.

6.4. Balance Fuerte de Covariables

El método LASSO seleccionó un conjunto de variables que son las que mejor predicen la probabilidad de tratamiento. La literatura existente sugiere pruebas más rigurosas que la prueba de diferencias en medias, dado que esta solo se basa en el primer momento de su distribución. Se empleó la prueba de Smith y Todd (2005), la cual busca contrastar el desbalance entre las covariables y la probabilidad predicha, generando interacciones con sus distintas formas polinómicas. Esta prueba busca validar el supuesto de balance PSM de manera más exigente a la tradicional diferencia de medias.

La prueba de Smith y Todd (2005), se basa en $E\{X | \pi(X), D\} = E\{X | \pi(X)\}$, la cual es una propiedad balanceada del PSM. Los autores contrastaron la varianza de las covariables al realizar una regresión sobre una de las covariables (por ejemplo, X_j) en D y las funciones polinómicas de $\pi(X)$.

De esta forma:

$$X_j = \zeta_0 + \zeta_1 \pi(X) + \zeta_2 \pi(X)^2 + \zeta_3 \pi(X)^3 + \zeta_d D + \zeta_{d1} \pi(X)D + \zeta_{d2} \pi(X)^2 D + \zeta_{d3} \pi(X)^3 D + u_j \quad (17)$$

Pueden ser estimados por MCO con $\pi(X)$ el que será reemplazado por $\pi(\hat{X})$, y cuya hipótesis nula es:

$$H_0 : \zeta_d = \zeta_{d1} = \zeta_{d2} = \zeta_{d3} = 0 \quad (18)$$

El rechazar la hipótesis nula implicaría que X_j se encuentra desbalanceado entre los dos grupos lo cual pondría en riesgo la validez de los resultados obtenidos.

De esta manera, la Tabla 13 muestra el porcentaje de las variables observables que luego del emparejamiento se encuentran balanceadas. Se observa que la gran mayoría de variables empleadas en la predicción LASSO se encuentran balanceadas, lo cual verifica la robustez de los resultados.

Tabla 13

Prueba Smith y Todd

Tratamiento	P-value<10	P-value>10	Total de variables
Tratamiento 1	15.9	84.1	44
Tratamiento 2	6.8	93.2	44

Elaboración propia.

Al analizar el balance de covariables, comparado con la tradicional prueba de medias, se observa que las covariables balanceadas se han reducido, pero sin cambios drásticos. En el escenario más desalentador el balance de covariables se ha reducido en 7 puntos porcentuales (Tratamiento 2), pero se encuentra aún por encima del 80% de balance.

7. Conclusiones

El presente estudio busca contribuir con la escasa evidencia sobre la relación compleja entre lactancia y anemia en el Perú, teniendo como objetivo principal medir el impacto de la LME, practicada hasta los seis meses de edad, en la anemia infantil en el Perú.

Perú es el segundo país con la mayor prevalencia de anemia infantil en Sudamérica. Cuatro de cada diez infantes menores de tres años de edad la padecen, lo que la establece como uno de los principales problemas de salud pública del país.

La evidencia empírica previa no es concluyente sobre la relación entre la LME y la anemia. Algunos estudios observaron un aumento de la hemoglobina a favor de los pacientes con LME, en comparación con alimentación mixta. En contraste, otro estudio identificó que la LME estuvo asociada a mayor anemia, en comparación con los infantes que usaron fórmula, para una muestra de lactantes con bajo peso al nacer.

La literatura señala que los infantes que reciben LME están condicionados a una serie de factores del entorno del niño, de la madre y del hogar. Por ello, en este estudio se empleó una combinación de métodos de evaluación de impacto (PSM) y *Machine Learning* (método de regularización y selección LASSO), los cuales permiten superar algunas limitaciones estadísticas como la capacidad predictiva del modelo, la selección de variables de ajuste y el sesgo de variable omitida. De esta forma, la metodología propuesta permite aproximarse a una relación causal.

Los principales resultados muestran que los infantes de hasta un año de edad que recibieron LME, no mostraron mejoras en la reducción de anemia. Dichos resultados se mantienen tanto en el ámbito urbano como en el rural. En otras palabras, estos resultados implican que no existen efectos de corto plazo de la LME sobre la anemia infantil.

El análisis realizado sugiere que si bien la LME tiene una serie de ventajas para proteger al infante y contribuir a su desarrollo tanto físico como neurológico, en el caso específico de la anemia, la LME hasta los 6 meses de edad puede no estar generando la transmisión de nutrientes necesaria para los infantes y, en consecuencia, podría no tener efectos en la reducción de anemia, no por un efecto directo, sino porque al usar solo LME se deja de brindar los nutrientes para prevenirla.

La leche humana tiene una gran cantidad de nutrientes para el desarrollo físico y neurológico del infante y, en el caso de hierro, aunque su biodisponibilidad es alta, la cantidad de hierro por mililitro de leche es baja (Caí et al. 2017). Esto significa que conforme las necesidades del infante en crecimiento sean mayores, esta cantidad no sería suficiente para prevenir la anemia ferropénica. Por ello, la LME puede generar una falsa sensación de seguridad alimentaria pues la cantidad de hierro que transmite no es suficiente para los infantes que la consumen.

Finalmente, se sugiere determinar el tiempo máximo de LME con mayor precisión, pues como sugiere la literatura, es probable que este periodo deba ser menor a los seis meses (Chantry et al., 2007; Dalili et al., 2015; Krishnaswamy et al., 2017; Marques et al., 2014). En consecuencia, deberíamos plantear reforzar el uso de suplementos de Hierro a partir del nuevo tiempo máximo de LME. La suplementación férrica en gotas ya es obligatoria entre los 4 y 6 meses de edad; sin embargo, su práctica aún es limitada, por lo que corresponde reforzar su práctica acorde al tiempo máximo de LME como política de salud pública.

8. Implicancias y recomendaciones de política

En el Perú, la anemia afecta a más del 40% de niños menores de tres años y a cerca del 25% de lactantes, lo cual la constituye como una prioridad de salud pública. Por ello, el gobierno creó el Plan Nacional para la Reducción y Control de la Anemia Materno Infantil y la Desnutrición Crónica Infantil en el Perú (PNRCA-2017) y el Plan Multisectorial de Lucha Contra la Anemia (PMLC-2018) que tienen por objetivo general reducir la prevalencia de anemia infantil a 19% para el 2021. De igual forma, parte de estas estrategias incluyen la política del MINSA de incentivar la LME hasta los seis meses como estrategia para combatir la anemia en el lactante, tal como se menciona en el Programa Presupuestal 001 - Programa Articulado Nutricional y el Programa Presupuestal 002 - Salud Materna Neonatal. Ambos

programas cuentan con proyectos para Familias Saludables con Conocimientos para el cuidado infantil, LME y la adecuada alimentación y protección del menor de 36 meses.

El principal resultado sugiere que la LME, practicada hasta los seis meses de edad no tiene efectos en la reducción de anemia para los infantes de hasta un año de edad. Pese a que la leche materna tiene una biodisponibilidad de hierro mayor que otros sustitutos de leche -lo cual la convierte en una potencial forma de prevención de la anemia- la literatura no es concluyente respecto a este beneficio.

Clark et al. (2016), en un estudio en Zhejiang y Hebei para una muestra de niños de nueve meses, encontraron que la alimentación por LME o alimentación mixta, aumenta la prevalencia de anemia por deficiencia de hierro, en comparación con la alimentación con leche en fórmula. Por su parte, Li et al. (2019) en un estudio en Pekin, hallaron que la anemia es más frecuente entre los infantes que recibieron LME, respecto a los que usaron leche en fórmula. Meinzen-Derr et al. (2016), en un estudio en México, notaron que la práctica de LME aumentó hasta en tres veces la prevalencia de anemia en infantes. Finalmente, Olaya et al. (2017), en un estudio para Colombia, encontraron que la LME de 4 a 6 meses no tiene efectos sobre la anemia infantil.

A pesar de los beneficios teóricos de la LME en la prevención de anemia, los estudios previamente mencionados muestran que este beneficio puede ser atenuado por una serie de factores. Los resultados de Li et al. (2019) sugieren que, además de la LME, es necesario tener en cuenta si es que el lactante nació prematuro, el uso de suplementos alimentarios e incluso si el niño nació en primavera al tomar en consideración las variaciones estacionales de folato y vitamina B6 entre las mujeres que intenten quedar embarazadas. De igual forma, Meinzen-Derr et al. (2016) sugieren que el efecto de la LME está influenciado por la presencia de anemia en la madre. Por último, se ha sugerido que el retraso del pinzamiento del cordón umbilical y las

infecciones intercurrentes durante la lactancia también pueden condicionar el efecto de la LME en la anemia infantil (Chaparro et Luther, 2015; Pérez-Escamilla et al., 2019; Joo et al. 2016).

En ese sentido, aunque la práctica de la LME está relacionada a un sinnúmero de beneficios a corto y a largo plazo entre los lactantes que la siguen, para conseguir que estos beneficios incluyan la prevención de la anemia ferropénica, se debe tener en cuenta algunas acciones a modo de recomendaciones de incorporación de políticas públicas:

- Individualizar la LME como medio de prevención de la anemia ferropénica.
- Tomar en consideración para individualizar esta medida a factores tales como: prematuridad, anemia materna, tiempo de pinzamiento del cordón umbilical o infecciones intercurrentes durante la lactancia.
- Valorar la hemoglobina del lactante después de los cuatro meses ante la posibilidad de brindar suplemento de hierro con una dosis de 1 mg/kg por día, tal como es recomendado por la Academia Americana de Pediatría.
- Facilitar el acceso y la disponibilidad de suplemento de hierro en todos los establecimientos de salud del país, independientemente del nivel de atención donde se haga seguimiento a los lactantes peruanos.
- Evaluar los logros pedagógicos de las capacitaciones y talleres sobre la promoción y apoyo a la lactancia materna en los usuarios de establecimientos de salud.
- Capacitación del personal de salud sobre la necesidad de valorar los factores de riesgo que limiten el efecto beneficioso de la LME en la anemia.
- Disponibilidad de medios para la valoración de la anemia durante el periodo de lactancia.
- Seguimiento a la madre ante la posibilidad de detección temprana de desnutrición o anemia e implementación de un programa nutricional exclusivo o incorporación de estas a uno ya existente.

Adicionalmente, se debe resaltar la poca comparabilidad de este estudio respecto a investigaciones previas, debido a la definición empleada para la LME. En efecto, estudios peruanos previos, definían la LME como una práctica de lactancia materna hasta los seis meses, sin tomar en consideración si esta era exclusiva o no.

Una de las principales fortalezas de este estudio es que emplea un indicador compatible con la “exclusividad” derivada de una pregunta añadida desde la edición de la ENDES-2018. Consecuentemente, la generación de evidencia en este tema debe ir acompañada de una mejora en la recolección de datos sobre LME y medición de indicadores. Por ello, también se deben considerar una serie de propuestas orientadas a mejorar estos aspectos:

- Mejorar la redacción de la pregunta asociada a LME de tal forma que no haya duda de que está relacionada a “exclusividad”.
- Incluir preguntas complementarias que permitan reducir el sesgo de respuesta forzada en la pregunta de LME, dado que las madres pueden sentirse condicionadas a dar una respuesta positiva.
- Incluir preguntas complementarias que permitan conocer el periodo exacto en el que se practicó la LME, lo que permitirá evaluar el tiempo óptimo necesario para prevenir la anemia infantil.
- Reevaluar la evidencia previa que podría haber subestimado el efecto beneficioso de la LME en la anemia.

9. Plan de incidencia

Los resultados del estudio propuesto responden a los objetivos planteados y proporcionan evidencia de los efectos de la LME sobre la anemia en el Perú. Este conjunto de resultados es un insumo relevante para la formulación de políticas públicas que atiendan a la salud y más específicamente a la problemática de la lucha contra la anemia en el Perú. Hasta la entrega del informe se han planteado una serie de actividades de incidencia con instituciones que podrían tener interés particular en el estudio:

- Presentación académica en el Ministerio de Salud.
- Presentación académica en el Instituto Nacional de Salud.
- Presentación académica en el Centro de Excelencia de Enfermedades Crónicas de la Universidad Peruana Cayetano Heredia (CRONICAS).

Complementariamente, se espera compartir los resultados de esta investigación con otras instituciones del Estado tal como el Ministerio de Economía y Finanzas, el Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social, así como instituciones académicas tales como el Colegio Médico del Perú (CMP), el Centro de Excelencia en Estudios Económicos y Sociales en Salud de la Universidad San Ignacio de Loyola (USIL), u Organización No-Gubernamental como Acción Contra el Hambre. Luego de estas reuniones, se espera plantear un plan concreto de acción contra la anemia infantil en cooperación con todos los actores identificados.

Bibliografía

- Abadie, A., & Imbens, G. W. (2011). Bias-corrected matching estimators for average treatment effects. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1), 1–11.
- Alcázar, L. (2012). *Impacto económico de la anemia en el Perú*. GRADE, Lima, Perú.
- Alvis Chirinos, K. (2018). *Importancia de la lactancia para la prevención de la anemia infantil*. Instituto Nacional de Salud, Ministerio de Salud.
<https://observatoriodelasfamilias.mimp.gob.pe/archivos/eventos/2018-XII-importancia.pdf>
- Amano, I., & Murakami, A. (2019). Prevalence of infant and maternal anemia during the lactation period in Japan. *Pediatrics International: Official Journal of the Japan Pediatric Society*, 61(5), 495–503. <https://doi.org/10.1111/ped.13833>
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Arocena Canazas, V. (2009). Factores asociados a la desnutrición crónica infantil en el Perú 1996-2007. *Lima: INEI*.
- Arocena Canazas, V. A. (2010). Factores asociados a la desnutrición crónica infantil en Perú: Una aplicación de modelos multinivel. *Revista Latinoamericana de Población*, 4(6), 41-56.
- Athey, S., & Imbens, G. W. (2017). The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation. *Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 3–32.
- Balogun, O. O., Dagvadorj, A., Anigo, K. M., Ota, E., & Sasaki, S. (2015). Factors influencing breastfeeding exclusivity during the first 6 months of life in developing countries: A quantitative and qualitative systematic review. *Maternal & child nutrition*, 11(4), 433–451.

- Bellù, R., & Condò, M. (2017). Breastfeeding promotion: Evidence and problems. *La Pediatria Medica E Chirurgica: Medical and Surgical Pediatrics*, 39(2), 156.
<https://doi.org/10.4081/pmc.2017.156>
- Cai, C., Granger, M., Eck, P., & Friel, J. (2017). Effect of Daily Iron Supplementation in Healthy Exclusively Breastfed Infants: A Systematic Review with Meta-Analysis. *Breastfeeding Medicine: The Official Journal of the Academy of Breastfeeding Medicine*, 12(10), 597–603. <https://doi.org/10.1089/bfm.2017.0003>
- Cameron, C. (2017). *Machine Learning for Microeconometrics* [Presentation at School of Economics, University of Sydney]. University of California-Davis.
- Cernadas, J. M. C., Noceda, G., Barrera, L., Martinez, A. M., & Garsd, A. (2003). Maternal and perinatal factors influencing the duration of exclusive breastfeeding during the first 6 months of life. *Journal of human lactation*, 19(2), 136–144.
- Chantry, C. J., Howard, C. R., & Auinger, P. (2007). Full breastfeeding duration and risk for iron deficiency in U.S. infants. *Breastfeeding Medicine: The Official Journal of the Academy of Breastfeeding Medicine*, 2(2), 63–73.
<https://doi.org/10.1089/bfm.2007.0002>
- Chaparro, C. M., & Lutter, C. H. (2015). Asegurando un inicio saludable para un desarrollo futuro: El hierro durante los primeros seis meses de vida. *Salud Del Recién Nacido, Niño y Adolescente Organización Panamericana de La Salud*.
<http://www.paho.org/hq/dmdocuments/2009/Asegurando%20un%20inicio%20saludable%20para%20un%20desarrollo%20futuro.pdf>.
- Clark, K. M., Li, M., Zhu, B., Liang, F., Shao, J., Zhang, Y., Ji, C., Zhao, Z., Kaciroti, N., & Lozoff, B. (2017). Breastfeeding, mixed, or formula feeding at 9 months of age and the prevalence of iron deficiency and iron deficiency anemia in two cohorts of infants in China. *The Journal of pediatrics*, 181, 56–61.

- Dalili, H., Baghersalimi, A., Dalili, S., Pakdaman, F., Hassanzadeh Rad, A., Abbasi Kakroodi, M., Rezvany, S., & Koohmanaei, S. (2015). Is there any relation between Duration of breastfeeding and anemia? *Iranian Journal of Pediatric Hematology and Oncology*, 5(4), 218–226.
- Dermott, E. (2005). Time and labour: Fathers' perceptions of employment and childcare. *The Sociological Review*, 53(2_suppl), 89–103.
- dos Reis, M. C. G., Nakano, A. M. S., Silva, I. A., Gomes, F. A., & Pereira, M. J. B. (2010). Prevalence of anemia in children three to 12 months old in a health service in Ribeirão Preto, SP, Brazil. *Revista Latino-Americana De Enfermagem*, 18(4), 792–799. <https://doi.org/10.1590/s0104-11692010000400019>
- Francke, P. (2019). *Evaluación del Impacto «Chispitas», Suplemento ferroso (terapéutico) y Qali Warma sobre la Anemia y la Desnutrición Infantil.*
- Freier, R., Schumann, M., & Siedler, T. (2015). The earnings returns to graduating with honors—Evidence from law graduates. *Labour Economics*, 34, 39–50.
- Galtry, J. (2003). The impact on breastfeeding of labour market policy and practice in Ireland, Sweden, and the USA. *Social Science & Medicine*, 57(1), 167–177.
- Gambaro, L., Marcus, J., & Peter, F. (2016). School entry, afternoon care, and mothers' labour supply. *Empirical Economics*, 1–35.
- Gómez-Guizado, G., & Munares-García, O. (2014). Anemia y estado nutricional en lactantes de dos a cinco meses atendidos en establecimientos del Ministerio de Salud del Perú, 2012. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 31, 487–493.
- Gonzales, G. F., Fano, D., & Vásquez-Velásquez, C. (2017). Necesidades de investigación para el diagnóstico de anemia en poblaciones de altura. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Publica*, 34, 699–708.

- Hainmueller, J. (2012). Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis*, 20(1), 25–46.
- Hainmueller, J., & Xu, Y. (2013). Ebalance: A Stata package for entropy balancing. *Journal of Statistical Software*, 54(7), 1–18.
- Haroon, S., Das, J. K., Salam, R. A., Imdad, A., & Bhutta, Z. A. (2013). Breastfeeding promotion interventions and breastfeeding practices: A systematic review. *BMC public health*, 13(S3), S20.
- Hastie, T., Tibshirani, R., & Friedman, J. (2016). *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction, Second Edition* (2nd edition). Springer.
- Heck, K. E., Braveman, P., Cubbin, C., Chavez, G. F., & Kiely, J. L. (2006). Socioeconomic status and breastfeeding initiation among California mothers. *Public health reports*, 121(1), 51–59.
- Ianicelli, J. C., Varea, A., Falivene, M., Disalvo, L., Apezteguía, M., & González, H. F. (2012). Prevalence of anemia in infants under the age of 6 months being treated at a primary care setting in the city of La Plata, Argentina. *Archivos Argentinos De Pediatría*, 110(2), 120–125. <https://doi.org/10.5546/aap.2012.120>
- Joo, E. Y., Kim, K. Y., Kim, D. H., Lee, J.-E., & Kim, S. K. (2016). Iron deficiency anemia in infants and toddlers. *Blood research*, 51(4), 268–273.
- Jung, J., Rahman, M. M., Rahman, M. S., Swe, K. T., Islam, M. R., Rahman, M. O., & Akter, S. (2019). Effects of hemoglobin levels during pregnancy on adverse maternal and infant outcomes: A systematic review and meta-analysis. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1450(1), 69-82. <https://doi.org/10.1111/nyas.14112>
- Kassebaum, N. J. (2016). The Global Burden of Anemia. *Hematology/Oncology Clinics of North America*, 30(2), 247-308. <https://doi.org/10.1016/j.hoc.2015.11.002>

- Kavle, J. A., LaCroix, E., Dau, H., & Engmann, C. (2017). Addressing barriers to exclusive breast-feeding in low-and middle-income countries: A systematic review and programmatic implications. *Public health nutrition*, 20(17), 3120–3134.
- King, G., & Nielsen, R. (2019). Why propensity scores should not be used for matching. *Political Analysis*, 27(4), 435–454.
- Krishnaswamy, S., Bhattarai, D., Bharti, B., Bhatia, P., Das, R., & Bansal, D. (2017). Iron Deficiency and Iron Deficiency Anemia in 3-5 months-old, Breastfed Healthy Infants. *Indian Journal of Pediatrics*, 84(7), 505–508. <https://doi.org/10.1007/s12098-017-2330-4>
- Kristensen, A. (2016). *Anemia ferropénica: Investigación para soluciones eficientes y viables*. Pan American Health Organization/World Health Organization Washington, DC.
- Lee, D. S., & Lemieux, T. (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, 48(2), 281–355.
- Lee, M. (2016). *Matching, regression discontinuity, difference in differences, and beyond*. Oxford University Press.
- Lee, M.-J. (2005). *Micro-econometrics for policy, program, and treatment effects*. Oxford University Press on Demand.
- Li, Q., Liang, F., Weilan, L., Shi, W., & Han, Y. (2019). Prevalence of Anemia and its Associated Risk Factors among 6-Month-Old Infants in Beijing. *Frontiers in Pediatrics*. <https://doi.org/10.3389/fped.2019.00286>
- Liu, Z., Sun, R., Li, J., Cheng, W., & Li, L. (2019). Relations of Anemia With the All-Cause Mortality and Cardiovascular Mortality in General Population: A Meta-Analysis. *The American Journal of the Medical Sciences*, 358(3), 191-199. <https://doi.org/10.1016/j.amjms.2019.05.016>

- Ludvigsson, J. F., & Ludvigsson, J. (2005). Socio-economic determinants, maternal smoking and coffee consumption, and exclusive breastfeeding in 10 205 children. *Acta paediatrica*, *94*(9), 1310–1319.
- Marques, R. F. S. V., Taddei, J. A. A. C., Lopez, F. A., & Braga, J. A. P. (2014). Breastfeeding exclusively and iron deficiency anemia during the first 6 months of age. *Revista Da Associacao Medica Brasileira (1992)*, *60*(1), 18–22.
<https://doi.org/10.1590/1806-9282.60.01.006>
- Matias, S. L., Nommsen-Rivers, L. A., & Dewey, K. G. (2012). Determinants of exclusive breastfeeding in a cohort of primiparous periurban peruvian mothers. *Journal of Human Lactation: Official Journal of International Lactation Consultant Association*, *28*(1), 45–54. <https://doi.org/10.1177/0890334411422703>
- McCaffrey, D. F., Ridgeway, G., & Morral, A. R. (2004). Propensity score estimation with boosted regression for evaluating causal effects in observational studies. *Psychological Methods*, *9*(4), 403.
- Meinzen-Derr, J. K., Guerrero, M. L., Altaye, M., Ortega-Gallegos, H., Ruiz-Palacios, G. M., & Morrow, A. L. (2006). Risk of infant anemia is associated with exclusive breastfeeding and maternal anemia in a Mexican cohort. *The Journal of Nutrition*, *136*(2), 452–458. <https://doi.org/10.1093/jn/136.2.452>
- Ministerio de Desarrollo e inclusión Social (Ministry of Development and Social Inclusion). (2018). *Plan Multisectorial de Lucha Contra la Anemia (Multisectorial Plan to Fight Anemia)*.
- Ministerio de Salud. (2017a). *Guía técnica para la consejería en lactancia materna*. Dirección General de Intervenciones Estratégicas en Salud Pública. Dirección de Promoción de la Salud. <http://bvs.minsa.gob.pe/local/MINSA/4173.pdf>

Ministerio de Salud. (2017b). *Plan Nacional para la Reducción y Control de la Anemia Materno Infantil y la Desnutrición Crónica Infantil en el Perú: 2017-2021*.

[Documento técnico]. MINSA.

Mosca, F., & Gianni, M. L. (2017). Human milk: Composition and health benefits. *La Pediatria Medica e Chirurgica*, 39(2), 47–52. <https://doi.org/10.4081/pmc.2017.155>

Mujica-Coopman, M. F., Brito, A., López de Romaña, D., Ríos-Castillo, I., Cori, H., & Olivares, M. (2015). Prevalence of anemia in Latin America and the Caribbean. *Food and Nutrition Bulletin*, 36(2_suppl), S119–S128.

Olaya, G. A., Lawson, M., & Fewtrell, M. (2017). Iron Status at Age 6 Months in Colombian Infants Exclusively Breast-fed for 4 to 5 Versus 6 Months. *Journal of Pediatric Gastroenterology and Nutrition*, 64(3), 465–471. <https://doi.org/10.1097/MPG.0000000000001301>

Oliveira, A. S. de, Silva, R. de C. R., Fiaccone, R. L., Pinto, E. de J., & Assis, A. M. O. (2010). Efeito da duração da amamentação exclusiva e mista sobre os níveis de hemoglobina nos primeiros seis meses de vida: Um estudo de seguimento. *Cadernos de Saúde Pública*, 26(2), 409–417. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2010000200020>

Pasricha, S.-R., Black, J., Muthayya, S., Shet, A., Bhat, V., Nagaraj, S., Prashanth, N. S., Sudarshan, H., Biggs, B.-A., & Shet, A. S. (2010). Determinants of anemia among young children in rural India. *Pediatrics*, 126(1), e140-149. <https://doi.org/10.1542/peds.2009-3108>

Pérez-Escamilla, R., Buccini, G. S., Segura-Pérez, S., & Piwoz, E. (2019). Perspective: Should exclusive breastfeeding still be recommended for 6 months? *Advances in Nutrition*, 10(6), 931–943.

- Pounds, L., Fisher, C. M., Barnes-Josiah, D., Coleman, J. D., & Lefebvre, R. C. (2017). The role of early maternal support in balancing full-time work and infant exclusive breastfeeding: A qualitative study. *Breastfeeding Medicine, 12*(1), 33–38.
- Rahman, M. M., Abe, S. K., Rahman, M. S., Kanda, M., Narita, S., Bilano, V., Ota, E., Gilmour, S., & Shibuya, K. (2016). Maternal anemia and risk of adverse birth and health outcomes in low- and middle-income countries: Systematic review and meta-analysis. *The American Journal of Clinical Nutrition, 103*(2), 495-504.
<https://doi.org/10.3945/ajcn.115.107896>
- Rosenbaum, P. R. (2002). Overt bias in observational studies. In *Observational studies* (pp. 71–104). Springer.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika, 70*(1), 41–55.
- Smith, J., & Todd, P. (2005). Rejoinder. *Journal of Econometrics, 125*(1–2), 365–375.
- Teixeira, M. de L. P. D., Lira, P. I. C., Coutinho, S. B., Eickmann, S. H., & Lima, M. de C. (2010). Influence of breastfeeding type and maternal anemia on hemoglobin concentration in 6-month-old infants. *Jornal de Pediatria, 86*(1), 65–72.
<https://doi.org/10.1590/S0021-75572010000100012>
- Sobrino, M., Gutiérrez, C., Cunha, A. J., Dávila, M., & Alarcón, J. (2014). Desnutrición infantil en menores de cinco años en Perú: Tendencias y factores determinantes. *Revista panamericana de salud pública, 35*, 104–112.
- Uyoga, M. A., Karanja, S., Paganini, D., Cercamondi, C. I., Zimmermann, S. A., Ngugi, B., Holding, P., Moretti, D., & Zimmermann, M. B. (2017). Duration of exclusive breastfeeding is a positive predictor of iron status in 6- to 10-month-old infants in rural Kenya. *Maternal & Child Nutrition, 13*(4). <https://doi.org/10.1111/mcn.12386>

- Valer Moscoso, K. (2019). *Factores asociados a anemia, en lactantes menores de 6 meses, Cusco, 2018* [Universidad Nacional de San Antonio Abad del Cusco].
<http://repositorio.unsaac.edu.pe/handle/UNSAAC/4025>
- Velásquez-Hurtado, J. E., Rodríguez, Y., Gonzáles, M., Astete-Robilliard, L., Loyola-Romaní, J., Vigo, W. E., & Rosas-Aguirre, Á. M. (2016). Factores asociados con la anemia en niños menores de tres años en Perú: Análisis de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar, 2007-2013. *Biomédica*, *36*(2), 220–229.
- Walters, D., Eberwein, J. D., Sullivan, L. M., D'Alimonte, M. R., & Shekar, M. (2016). Reaching the Global Target to Increase Exclusive Breastfeeding: How Much Will It Cost and How Can We Pay for It? *Breastfeeding Medicine: The Official Journal of the Academy of Breastfeeding Medicine*, *11*, 413–415.
<https://doi.org/10.1089/bfm.2016.0128>
- Wang, F., Liu, H., Wan, Y., Li, J., Chen, Y., Zheng, J., Huang, T., & Li, D. (2017). Age of complementary foods introduction and risk of anemia in children aged 4–6 years: A prospective birth cohort in China. *Nature*, *7*, 44726.
- Wyss, R., Ellis, A. R., Brookhart, M. A., Girman, C. J., Jonsson Funk, M., LoCasale, R., & Stürmer, T. (2014). The role of prediction modeling in propensity score estimation: An evaluation of logistic regression, bCART, and the covariate-balancing propensity score. *American Journal of Epidemiology*, *180*(6), 645–655.
- Zavaleta, N. (2017). Anemia infantil: Retos y oportunidades al 2021. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, *34*(4).
- Zavaleta, N., & Astete-Robilliard, L. (2017). Efecto de la anemia en el desarrollo infantil: Consecuencias a largo plazo. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, *34*, 716–722. <https://doi.org/10.17843/rpmesp.2017.344.3251>

Anexos

Anexo 1

Cross-Validation

El método CV puede ser aplicado a una gran variedad de algoritmos, pues estima directamente el error fuera de la muestra, $Err = E[L(Y, \hat{f}(X))]$. Para ello se utiliza una muestra de entrenamiento (*training*) y otra de validación (*validation*), esta última dejada fuera de la estimación y solo es incluida para computar el nivel de ajuste (Cameron, 2017). Al contar con una buena cantidad de datos, se extrae una sub-muestra aleatoria que bordea el 25% de la muestra total (muestra de validación). No obstante, el método CV emplea una parte de la muestra para estimar el modelo y otra diferente para la validación; eligiendo estas particiones mediante cortes secuenciales a fin de emplear todas las observaciones (Hastie et al., 2016). Así, un CV que emplee K particiones de los datos se denominará K-fold CV.

Para una k -ésima partición, se estima el modelo en las otras $K-1$ partes de la base de datos y se calcula el error de predicción usando el predicho de la k -ésima partición; la cual ha sido dejada de lado en todo el proceso de entrenamiento. Este proceso se repetirá para $k = 1, \dots, K$ empleando así toda la base de datos y combinando los K estimados del error de predicción.

Formalmente, para una base de datos con $k = 1, \dots, K$ particiones y sea \hat{f}^{-k} la función estimada calculada sobre la base de datos sin la k -ésima partición; el estimado CV del error de predicción será:

$$CV = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N L(y_i, \hat{f}^{-k}(x_i)) \quad (5)$$

Dado un set de modelos $f(x, \theta)$, con diferentes parámetros θ , denotamos como $\hat{f}^{-k}(x, \theta)$ a la θ -ésima estimación de modelo con la k -ésima parte de la data removida de la base. Para este conjunto de modelos podremos definir

$$CV(\lambda) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N L(y_i, \hat{f}^{-k}(x_i, \theta)) \quad (6)$$

Con ello, la función $CV(\lambda)$ resulta ser un estimado del error de validación, y al graficarla para todos los valores posibles de θ , podremos encontrar el valor del parámetro $\hat{\theta}$ que minimiza dicho error. De esta forma, el modelo final elegido será $f(x, \hat{\theta})$; el cual luego se estima con todas las observaciones. Para este análisis, se aplicaría $K=5$ valor convencionalmente usado en la literatura; mientras $\hat{\theta}$ será elegido por el proceso de 5-fold CV presentado para una grilla de valores con saltos pequeños. De esta forma, el método nos permite elegir óptimamente el parámetro λ y el ancho de banda en el PSM, h_n .

Anexo 2

Prueba de Rosenbaum

La participación en un programa está dada por $P_i = P(x_i, u_i) = P(D_i = 1|x_i, u_i) = F(\beta x_i + \gamma u_i)$ donde x_i son características observables del individuo i , u_i es la variable no observable y γ es el efecto de u_i en la decisión de participación. Si la estimación se encuentra libre de sesgo ‘oculto’, γ será 0 y la probabilidad de participar dependería exclusivamente de x_i . Sin embargo, ante la presencia de sesgo ‘oculto’, dos individuos con las mismas características observables x tienen diferentes oportunidades de recibir el tratamiento. Asumiendo que se tiene un par emparejado de individuos i y j con una función F de distribución logística, la probabilidad de que los individuos reciban el tratamiento está dado por $P_i/(1 - P_i)$ y $P_j/(1 - P_j)$, y el odds ratio es el siguiente:

$$\frac{\frac{P_i}{1 - P_i}}{\frac{P_j}{1 - P_j}} = \frac{P_i(1 - P_j)}{P_j(1 - P_i)} = \frac{\exp(\beta x_i + \gamma u_i)}{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)} \quad (8)$$

Si ambos individuos tienen covariables observables semejantes – obtenido por el método de emparejamiento – el vector x se cancela, lo que implica que:

$$\frac{\exp(\beta x_i + \gamma u_i)}{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)} = \exp\{\gamma(u_i - u_j)\} \quad (9)$$

Sin embargo, ambos individuos aun difieren en la probabilidad de recibir el tratamiento por el parámetro γ y la diferencia en sus covariables no observada u . Así, si no existieran diferencias en las variables no observables ($u_i = u_j$) o si las variables no observables no influyeran en la probabilidad de participación ($\gamma = 0$), el odds ratio sería igual a 1, lo que implica la ausencia de sesgo por variables no observables.

La prueba de sensibilidad evalúa como los cambios en γ y $(u_i - u_j)$ alteran la inferencia de los efectos del tratamiento. Asumiendo por simplicidad que la variable no observable es una variable dummy, Rosenbaum (2002) muestra que los odds ratio de los individuos emparejados reciben un tratamiento entre:

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{P_i(1 - P_j)}{P_j(1 - P_i)} \leq e^\gamma \quad (10)$$

Para la lectura del resultado se considera $e^\gamma = \Gamma$. Entonces, ambos individuos tienen la misma probabilidad de recibir el tratamiento solo si $\Gamma = 1$. En otro caso, por ejemplo con $\Gamma = 2$, los individuos similares en características observables – post emparejamiento – pueden diferir en la probabilidad de recibir el tratamiento a una razón de 2. En este sentido, Γ es una medida de que tan alejado se encuentra nuestro análisis de un estudio libre de sesgo ‘oculto’ (Rosenbaum, 2002), es decir un experimento aleatorizado.

Anexo 3

Entropy Balancing

Cuando se tiene un tratamiento binario $D_i \in \{0,1\}$ que toma el valor de 1 si la observación i recibe el tratamiento y 0 en otro caso. Con ello, el efecto de tratamiento promedio puede ser estimado como una diferencia de la variable resultado (Y) para los grupos de tratados y controles como $ATE = E[Y(1) - Y(0)|D = 1]$ el cual puede ser expresado como $ATE = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1]$. Dado que no se observa el contrafactual denotado por $E[Y(0)|D = 1]$ se necesita un estimador para esto. La metodología de EB genera el siguiente estimador para el contrafactual:

$$E[Y(0)|\overline{D} = 1] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_i \omega_i}{\sum_{\{i|D=0\}} \omega_i} \quad (12)$$

Donde Y_i es la variable resultado y ω_i representa el peso de la observación i . El vector de pesos se ha obtenido mediante la solución del siguiente problema de minimización:

$$\min H(\omega) = \sum_{\{i|D=0\}} h(\omega_i) \quad (13)$$

Restringiendo las siguientes condiciones para asegurar el balance de las variables independientes entre el grupo de tratamiento y control:

$$\begin{aligned} \sum_{\{i|D=0\}} \omega_i c_{ri}(x_i) &= m_r ; r \in 1, \dots, R \\ \sum_{\{i|D=0\}} \omega_i &= 1 ; \omega_i \geq 0 \end{aligned} \quad (14)$$

Donde $h(\omega_i)$ es una función que mide la distancia entre la distribución de los pesos del grupo de control (ω_i) y la distribución de los pesos base que se calculan como $q_i = 1/n_0$ donde n_0 es el tamaño del grupo de tratamiento. Adicionalmente, $c_{ri}(x_i) = m_r$ impone una serie o R restricciones para los R momentos que desean equilibrarse entre los grupos.

Hainmueller (2012) recomienda el uso de la función *entropy divergence* en el problema de minimización, que se denota por $h(\omega_i) = \omega_i \log(\omega_i/q_i)$. Bajo estas condiciones, la función objetivo es convexa y la solución de la ecuación de lagrangiana sería el peso para cada observación dada por:

$$\omega_i = \frac{q_i \exp(-\sum_{r=1}^R \lambda_r c_{ri}(x_i))}{\sum_{\{i|D=0\}} q_i \exp(-\sum_{r=1}^R \lambda_r c_{ri}(x_i))} \quad (15)$$

Usando este vector de ponderación, se calcula una regresión por mínimos cuadrados ordinarios ponderada de la forma:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (16)$$

Donde Y_i es la variable de resultado, D_i es la variable de tratamiento, X_i es la matriz de covariables relevantes y ε_i es el término de perturbación.

Anexo 4

Variables Incluidas en Todos los Procesos de Estimación

Variable	Seleccionado por LASSO
Ámbito geográfico urbano	Sí
Región natural	Sí
Red pública de agua potable	Sí
Red pública de agua no potable (no de consumo)	No
Red de desagüe	Sí
Electricidad en el hogar	Sí
Radio en el hogar	Sí
Televisión en el hogar	Sí
Refrigerador en el hogar	No
Auto en el hogar	Sí
Nro. de habitaciones aptas para dormir	No
Jefe de hogar varón	No
Edad del jefe de hogar en terciles	No
Teléfono en el hogar	No
Baño compartido	No
Combustible contaminante para cocinar	Sí
Agua tratada: hervida	Sí
Celular en el hogar	No
Quintiles de riqueza	Sí
Computadora en el hogar	Sí
Acceso a internet	Sí
Seguro de salud	No
Edad del niño (6-8,9-10,11-12 meses)	Sí
Desnutrición	No
Hijo varón	No
Nivel educativo de la madre	Sí
Nro. de orden de nacimiento	Sí
Madre accede a medios de comunicación	No
Edad de la madre en terciles	Sí
Meses de amenorrea en terciles	Sí
Meses de abstinencia en terciles	Sí
Quería embarazo al momento que lo tuvo	No
Nro. de controles prenatales	No
Lugar donde dio el parto (MINSA, EsSalud, otro)	Sí
Cesaría	Sí
Niño con bajo peso al nacer	Sí
Información sobre complicaciones del embarazo	No
Suplemento de hierro durante embarazo	Sí
Recibió vitamina A post-parto (madre)	Sí
Recibió medicamentos contra las lombrices (madre)	No
Examen post-parto	No
Control del bebé dos meses posteriores al parto	No

Nacimiento prematuro	Sí
Enfermedades diarreicas	No
Fiebre	No
Infecciones respiratorias	No
Alguna vez recibió vitamina A (niño)	No
Medicamentos para lombrices (niño)	No
Lengua nativa aprendida en la niñez	No
Lengua nativa de la madre	No
Lengua nativa del padre	No
Autopercepción étnica (indígena, afro, mestizo, blanco)	Sí
Controles de crecimiento y desarrollo completos para edad	No
Lavado de manos +7 por día	Sí
Presencia de niños <10 en el hogar	Sí
Presencia de esposo	No
Aprueba planificación familiar	Sí
Nivel educativo de pareja	No
Quien cuida a los hijos (mujer, varón, padres, otros)	Sí
Caso de vecina fallecida por violencia	No
Hijo castigado el último mes	No
Participación en talleres de preparación de alimentos - MINSA	Sí
Visita de personal para talleres - MINSA	Sí
Consumo de hierro en los últimos 7 días - pastilla o jarabe	No
Consumo de hierro en los últimos 7 días - chispitas	Sí
Consumo de hierro en los últimos 7 días - gotas	No
Recibió hierro del MINSA en los últimos 12 meses - jarabe	No
Recibió hierro del MINSA en los últimos 12 meses - gotas	No
Recibió hierro del MINSA en los últimos 12 meses - chispitas	No
Prueba de sífilis en control prenatal	No
Prueba de VIH en control prenatal	No
Le dieron información sobre alimentación	No
Le dieron información sobre sus derechos en salud	Sí
Le dieron información sobre preparación de pezones	Sí
Le dieron información sobre cómo dar pecho	Sí
Estaba afiliada a seguro durante embarazo	Sí
Contacto piel-piel con el recién nacido	Sí
Recibió capacitaciones sobre los beneficios de la LME	Sí
Anemia durante el embarazo	No
Departamentos	No
Año de encuesta	No

XI Concurso
Anual de
Investigación
CIES 2019



CIES
consorcio de investigación
económica y social

Construyendo conocimiento para mejores políticas